

Erklären ESG-Faktoren Risikoprämien von Unternehmensanleihen?

Masterarbeit

Bernhard Hammer | 1539664

Wirtschaftsingenieurwesen – Elektro- und Informationstechnik



TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
DARMSTADT



Bernhard Hammer

Matrikelnummer: 1539664

Studiengang: Master Wirtschaftsingenieurwesen – Elektro- und Informationstechnik

Masterarbeit

Thema: Erklären ESG-Faktoren Risikoprämien von Unternehmensanleihen?

Eingereicht: 17. August 2014

Betreuer: Prof. Dr. Dirk Schiereck

Prof. Dr. Dirk Schiereck

Fachgebiet Betriebswirtschaftslehre | Unternehmensfinanzierung

Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften

Technische Universität Darmstadt

Hochschulstraße 1

64289 Darmstadt

Ehrenwörtliche Erklärung

Ich erkläre hiermit ehrenwörtlich, dass ich die vorliegende Arbeit selbstständig angefertigt habe. Sämtliche aus fremden Quellen direkt oder indirekt übernommenen Gedanken sind als solche kenntlich gemacht.

Die Arbeit wurde bisher keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und noch nicht veröffentlicht.

Darmstadt, den 17. August 2014

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	I
Tabellenverzeichnis	II
Abkürzungsverzeichnis	III
Symbolverzeichnis	IV
1 Einführung	1
1.1 Einleitung	1
1.2 Vorgehensweise	2
2 Geschichte des verantwortungsvollen Wirtschaftens	4
3 Literaturüberblick	7
3.1 Metastudien	7
3.2 Studien im Fixed-Income-Bereich	10
3.2.1 Der Einfluss von ESG	12
3.2.2 Der Einfluss von Umweltverantwortung	13
3.2.3 Der Einfluss sozialer Verantwortung	14
3.2.4 Der Einfluss von Unternehmensführung	15
4 Anleihentheorie	16
4.1 Anleihebewertung	16
4.1.1 Kapitalwert	16
4.1.2 Effektivverzinsung	18
4.2 Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit	22
5 Hypothesen	24
6 Modell	27
6.1 Zu erklärende Variable	27
6.2 Erklärende Variablen	28
6.2.1 ESG-Faktoren	29
6.2.2 Ausfallprämie	31
6.2.3 Liquiditätsmaße	32
6.2.4 Indizes	33
6.2.5 Modifizierte Duration	35
7 Methodik	36
7.1 Paneldaten	36
7.2 Fixed-Effects-Modell	38
7.3 Random-Effects-Modell	39
7.4 Hausman-Test	40
7.5 Ereignisstudie	41
8 Empirische Untersuchung	42

8.1	Datensatz	42
8.2	Zeitliche Mittelwerte der Variablen	43
8.3	Ergebnisse.....	48
9	Zusammenfassung und Ausblick.....	62
9.1	Ergebnisse der Fixed-Effects-Methode	62
9.2	Ergebnisse der Ereignisstudie.....	63
9.3	Methodische Begrenzungen	64
9.4	Bezug zur Fachdiskussion	64
Anhang		VI
Literaturverzeichnis		IX

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Bestandteile der Effektivverzinsung	20
Abbildung 2: Mittelwerte der Variablen über die Zeit	45
Abbildung 3: Durchschnittliche Risikoprämien verschieden gut bewerteter Unternehmen	58
Abbildung 4: Mittlere Standardabweichung der ASSET4 Ratings	66

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Verwendete Indizes	35
Tabelle 2: Zeitabschnitt A, ASSET4 Ratings, Roll	50
Tabelle 3: Zeitabschnitt B, ASSET4 Ratings, Bid-Ask Data	52
Tabelle 4: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis	53
Tabelle 5: Publikation des SAM-Yearbooks als Ereignis	53
Tabelle 6: Änderung des transformierten ASSET4 Ratings als Ereignis	56
Tabelle 7: Publikation der CR Blacklist als Ereignis	57
Tabelle 8: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis, Regionale Unterteilung	60
Tabelle 9: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis bei hoch spekulativen Anleihen	61
Tabelle 10: SAM-Yearbook, Zeitabschnitt A und Zeitabschnitt B	VI
Tabelle 11: Auswirkung niedriger CSP	VII
Tabelle 12: Unterschiede zwischen USA und Europa	VIII

Abkürzungsverzeichnis

CED	Committee for Economic Development
CFP	Corporate Financial Performance
CSP	Corporate Social Performance
CSR	Corporate Social Responsibility
DBRS	Dominion Bond Rating Service
ESG	Environmental, Social and Governance
EU	European Union
GLS	Generalized Least Squares
HAC	Heteroskedasticity and autocorrelation consistent
ICB	Industry Classification Benchmark
IR	Integrated Reporting
ISIN	International Securities Identification Number
KLD	Kinder, Lydenberg und Domini
MSCI	Morgan Stanley Capital International
M&A	Mergers & Acquisitions
NPV	Net Present Value
OLS	Ordinary Least Squares
PRI	Principles for Responsible Investment
PV	Present Value
SAM	Sustainable Asset Management / RobecoSAM
SI	Sustainable Investing
SR	Social Responsibility
SRI	Socially Responsible Investing
S&P	Standard & Poor's
USA	United States of America
WE	Währungseinheit

Symbolverzeichnis

A	ASSET4 Ratings
B	Transformierte ASSET4 Ratings
C	Zu schätzende Koeffizienten
D	Duration einer Anleihe
D_{MD}	Modifizierte Duration einer Anleihe
i	Nominaler Zinssatz oder Kalkulationszinsfuß Index zur Unterscheidung der Anleihen
i_{eff}	Jährliche Effektivverzinsung
i_{rel}	Nominaler Zinssatz oder Kalkulationszinsfuß einer Zinsperiode, die nicht einem Jahr entsprechen muss
$i_{rel,eff}$	Effektivverzinsung, die sich auf eine Zinsperiode bezieht, die nicht einem Jahr entsprechen muss
K	Anzahl erklärender Variablen
m	Anzahl Zinszahlungen im Jahr
N	Anzahl Anleihen
n	Anzahl ausstehender Zahlungen
p	Marktpreis einer Anleihe
\mathbb{R}	Menge der reellen Zahlen
s	Bid-Ask Spread
T	Anzahl Tage des Beobachtungszeitraums
T_i	Länge der i -ten Zinsperiode in Tagen
t	Zeitindex
t_k	Zeit in Tagen bis zur k -ten Auszahlung vom Betrachtungstag aus
$u_{i,t}$	Fehlerterm zur i -ten Anleihe zum Zeitpunkt t
$v_{i,t}$	Anteil des Fehlerterms $u_{i,t}$ der weder auf μ_i noch auf λ_t zurückgeführt werden kann
W_t	Effekte, die über die Individuen konstant sind
X	Erklärende Variablen
Y	Zu erklärende Variablen
Z	Höhe einer unterjährigen Zinszahlung
\underline{Z}	Matrix mit Dummyvariablen
Z_i	Effekte, die über die Zeit konstant sind
Z_t	Höhe der Zahlung zum Zeitpunkt t

$\hat{\beta}$	Geschätzte Koeffizienten
λ_t	Anteil des Fehlerterms $u_{i,t}$ der auf die Effekte W_t zurückgeführt werden kann
μ_i	Anteil des Fehlerterms $u_{i,t}$ der auf die Effekte Z_i zurückgeführt werden kann
σ^2	Varianz

Funktionen

$P(\bullet)$	Funktion zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit des Argumentes
$E(\bullet)$	Funktion zur Bestimmung des Erwartungswertes des Argumentes
$Cov(\bullet, \bullet)$	Funktion zur Bestimmung der Kovarianz zwischen den Argumenten

1 Einführung

1.1 Einleitung

Seit einigen Jahrzehnten wird eine intensive wissenschaftliche Debatte rund um das Thema nachhaltiges und soziales Wirtschaften geführt. In den letzten Jahren ist das öffentliche Interesse an dieser Debatte stark angestiegen, was sich mit dem weltweit wachsenden Bewusstsein für die größer werdenden Probleme bezüglich Umwelt und Vermögensverteilung erklären lässt. Diese Probleme werden dadurch verstärkt, dass die allgemeine Beschleunigung in der Geschäftswelt, insbesondere des Kapitalmarkts, dazu geführt hat, dass Unternehmen den Fokus verstärkt auf kurzfristige Ziele gelegt haben. Durch die Globalisierung haben Unternehmen mehr Freiraum, ihre Profite auf Kosten von Umwelt und sozialen Faktoren zu erhöhen. Unterschiedliche Gesetzgebungen in verschiedenen Ländern ermöglichen die Umgehung restriktiverer Gesetze. Solche Entwicklungen haben der Diskussion über nachhaltiges und soziales Wirtschaften Nahrung gegeben. Da die Gesetzgebung in den USA und in Großbritannien traditionell liberaler ist als in Kontinentaleuropa, war dort die Notwendigkeit einer Debatte über nachhaltiges und soziales Wirtschaften größer, sodass es nicht verwunderlich ist, dass die moderne Diskussion in den angelsächsischen Ländern ihren Ursprung fand (Falck & Heblich, 2007, S. 248).

Während vor einigen Jahrzehnten moralische Werte und das Bewusstsein gesellschaftlicher Verantwortung die Unternehmer und Unternehmen zu verantwortungsvollem Wirtschaften motivierten, vertritt die Wissenschaft heute die Meinung, dass verantwortungsvolles Wirtschaften langfristig zu einer besseren ökonomischen Entwicklung des Unternehmens führt. Ähnliches gilt auch für verantwortungsvolle Investitionen. Heute haben viele Investoren neben den moralischen auch finanzielle Motive, wenn sie in verantwortungsvolle Unternehmen investieren. Ein weit verbreiteter Ansatz ist, ESG-Faktoren (Environmental, Social and Governance) in die Investitionsentscheidung mit einfließen zu lassen.

Es gibt eine Vielzahl an Studien, die sich mit der Auswirkung von ESG-Faktoren auf Eigenkapitalinvestitionen befassen. Insgesamt ergibt sich ein deutliches Bild dahingehend, dass gute ESG-Faktoren mit einer über dem Markt liegenden Performance und niedrigeren Kapitalkosten zusammenhängen (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012, S. 8). Allerdings gibt es nur wenige Studien im Fixed-Income-Bereich. Zwar wird von der

Mehrheit dieser Studien auch im Fixed-Income-Bereich ein negativer Zusammenhang zwischen guten ESG-Faktoren und Fremdkapitalkosten vermutet (Principles for Responsible Investment (PRI), 2013, S. 8), jedoch gibt es auch Studien, die keinen Zusammenhang feststellen konnten (Menz, 2010).

Da es eine geringe Anzahl an Studien zur Auswirkung von ESG-Faktoren auf Anleihen gibt und diese zu gemischten Ergebnissen kommen, soll in dieser Arbeit untersucht werden, ob ESG-Faktoren Einfluss auf von Unternehmen zu zahlende Risikoprämien haben. Auch die sich kontinuierlich verbessernde Datenlage und die Möglichkeit, dass Marktteilnehmer ihr Verhalten ändern, motivieren die Untersuchung.

Sollten ESG-Faktoren relevant sein, hätten verantwortungsvoll handelnde Unternehmen andere Kapitalkosten als weniger verantwortungsvolle Unternehmen. Damit bestünde ein Anreiz, ESG-Kriterien in die Steuerung von Unternehmen mit einfließen zu lassen. Sind ESG-Faktoren hingegen nicht eingepreist, könnten Investoren ihr Risiko bei gleicher Rendite reduzieren, oder zumindest „Gutes tun“, indem sie ESG-Überlegungen in ihren Investitionsentscheidungen mit einbeziehen.

1.2 Vorgehensweise

Im zweiten Kapitel wird ein Überblick über den geschichtlichen Verlauf der wissenschaftlichen Diskussion über verantwortungsvolles Wirtschaften gegeben. Dieser soll den Einstieg auf zweierlei Weise vereinfachen. Zum einen hilft eine gewisse Kenntnis der im Laufe der Zeit angenommenen Positionen dabei, das Thema aus verschiedenen Blickwinkeln zu durchleuchten und somit besser zu verstehen. Zum anderen haben sich im Laufe der Zeit viele Begriffe und Akronyme etabliert, zu denen es keine einheitlichen Definitionen gibt (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012, S. 18). Ihre Bedeutungen werden am besten anhand des geschichtlichen Verlaufs der Diskussion deutlich, da die Begriffe eingeführt wurden, um neue Sichtweisen oder Entwicklungen zu reflektieren.

In Kapitel 3 wird ein Literaturüberblick über die empirische Forschung zu ESG-Faktoren gegeben. Im ersten Abschnitt werden Metastudien diskutiert, deren Fokus jedoch vor allem auf dem Einfluss von ESG-Faktoren auf Eigenkapital liegt. Anschließend werden im zweiten Abschnitt Studien zum Einfluss von ESG-Faktoren im Fixed-Income-Bereich diskutiert. Dabei werden insbesondere die Studien zusammengefasst,

die bereits von der Arbeitsgruppe Corporate Fixed Income der UN-Initiative „Principles for Responsible Investments“ (PRI) (2013) identifiziert wurden.

In Kapitel 4 werden die benötigten theoretischen Grundlagen zu Anleihen erörtert. Insbesondere wird die in der Wissenschaft übliche Vorgehensweise zur Bewertung von Anleihen und die dazugehörige Unterteilung des Zinssatzes beschrieben.

Anschließend werden in Kapitel 5 mithilfe der Erkenntnisse der vorangegangenen Kapitel Hypothesen dazu aufgestellt, wie ESG-Kriterien auf Risikoprämien von Unternehmensanleihen wirken könnten.

In Kapitel 6 wird schrittweise ein Modell zur Erklärung der Risikoprämie hergeleitet. Dabei wird jede Variable des Modells in einem Unterkapitel näher erläutert, in dem auch auf die Datenerhebung und auf alternative Möglichkeiten eingegangen wird.

Daraufhin wird in Kapitel 7 die Methodik diskutiert, mit der die Koeffizienten des in Kapitel 6 hergeleiteten Modells geschätzt werden sollen. Da es sich beim Datensatz um Paneldaten handelt, werden neben der einfachen gepoolten OLS-Schätzung auch solche Methoden verwendet, die für Paneldaten entwickelt wurden.

Es wird vor allem das Fixed-Effects-Modell herangezogen, um die individuelle Heterogenität der Anleihen zu kontrollieren. Das Random-Effects-Modell wird zusätzlich verwendet, wenn es dem statistischen Test nach Hausman zufolge effizienter ist als das Fixed-Effects-Modell. Dies stellt die herkömmliche Weise dar, Modelle anhand von Paneldaten zu schätzen.

Es existiert bereits eine so ähnlich vorgehende Studie (Menz, 2010), die keinen Einfluss von CSR feststellen konnte. Deswegen und weil die Publikation eines ESG-Ratings auch als ein Ereignis angesehen werden kann, das in einem einigermaßen informations-effizienten Markt schnell verarbeitet wird, werden die Paneldaten in einem zweiten Ansatz so interpretiert, dass das Fixed-Effects-Modell für eine stark vereinfachte Ereignisstudie verwendet werden kann.

Kapitel 8 beinhaltet die empirische Analyse, anhand der die in Kapitel 5 aufgestellten Hypothesen überprüft werden. Zuerst wird allgemein die Erhebung der Daten beschrieben und der entstandene Datensatz vorgestellt. Um ein besseres Verständnis der Daten zu erlangen und um womöglich existierende Trends im Datensatz zu identifizieren, werden im zweiten Abschnitt des Kapitels die zeitlichen Mittelwerte der wichtigsten

Variablen analysiert. Dann werden mithilfe der in Kapitel 7 beschriebenen Methoden die vorher aufgestellten Hypothesen anhand diverser Regressionen überprüft.

Zuletzt werden die Ergebnisse der Arbeit zusammengefasst und noch offene Forschungsfragen diskutiert, wodurch ein Ausblick auf mögliche zukünftige Untersuchungen gegeben wird.

2 Geschichte des verantwortungsvollen Wirtschaftens

Verantwortungsvolles Wirtschaften ist kein neues Konzept. Schon der griechische Philosoph Aristoteles unterschied in der Antike zwei Arten des Wirtschaftens: Das Haushalten „Oikonomia“ und die Erwerbskunst „Chremastik“. Das Haushalten umfasst die Vor- und Versorgung und handelt vom Umgang mit den von der Natur gegebenen Gütern. Sie ist die Art des Wirtschaftens, die auf die Bedürfnisse der Gesellschaft eingeht. Die Erwerbskunst hingegen verfolgt nur das Ziel des Geldverdienens, wobei unterschieden wird zwischen löblicher Erwerbskunst zum Zwecke der Hausverwaltung und dem zu tadelnden Wuchergeschäft, bei dem die Menschen den Gewinn „voneinander ziehen“ (Aristoteles, 1965, S. 28).

Im abendländischen Kontext liegen die geschichtlichen Anfänge der Debatte bei den Religionen. Gläubige wollten ihre Investitionen mit ihrem Glauben in Einklang bringen. Ein Beispiel sind die Methodisten, die schon seit mindestens 200 Jahren soziale Kriterien in ihre Investitionsentscheidungen einfließen lassen. Die modernen Wurzeln der Diskussion liegen jedoch in den sozialen Bewegungen der 60er Jahre. Erst diese haben dazu geführt, dass ein großer Teil der Gesellschaft für die Problematik rund um Nachhaltigkeit und soziale Verantwortung sensibilisiert wurde (Schueth, 2003, S. 189-190). Seitdem wird verantwortungsvolles Wirtschaften breit diskutiert.

Dabei sind zwei eng miteinander verkoppelte Sichtweisen zu unterscheiden: diejenige der Unternehmen und diejenige der Investoren. Für die Perspektive des Unternehmens wurde der Begriff „Corporate Social Responsibility“ (CSR) geprägt und für die Perspektive der Investoren der Begriff „Sustainable Investing“ (SI). Diskutiert wurde anfänglich über social responsibility (SR), aus dem später CSR wurde.

Die moderne Ära von CSR begann in den fünfziger Jahren mit dem Buch „Social Responsibility of the Businessman“ (Bowen, 1953), in dem der Autor den Begriff SR

zum ersten Mal verwandte (Carroll, 1999, S. 269). Er umschreibt die Verantwortung des Geschäftsmanns als die Pflicht, sein Handeln nach den Zielen und Werten der Gesellschaft zu richten. Weiterhin schreibt er, dass SR zwar kein Allheilmittel sei, aber eine wichtige Wahrheit beinhalte und in Zukunft als Leitfaden in der Geschäftswelt dienen sollte (Bowen, 1953, S. 6-7). 1960 schrieb Davis, dass sozial verantwortungsvolle Geschäftsentscheidungen langfristig zu finanziellen Vorteilen führen können. Außerdem setzte er soziale Verantwortung mit sozialem Einfluss gleich, mit der Folge, dass solche Geschäftsmänner, die keine soziale Verantwortung übernehmen, an sozialem Einfluss und somit an Macht verlieren (Davis, 1960). Trotzdem war das damalige Motiv der Unternehmen verantwortungsvoll zu handeln vor allem moralischer Natur. Zu CSR gehörte es, Kosten zu akzeptieren, für die kein messbarer Gegenwert entsteht (Walton, 1967, S. 18).

In etwa zu dieser Zeit argumentierte Friedman gegen CSR (1962, S. 112) (1970). Die Maximierung des Unternehmenswertes, also das Streben des Unternehmens nach Profit, führe zu einer optimalen Allokation der Ressourcen und somit zum größtmöglichen Wohlfahrtsgewinn für die Gesellschaft. Philanthropische Ziele seien innerhalb eines Unternehmens daher fehl am Platz. Weiterhin würde die Verfolgung solcher Ziele in Unternehmen von den Eigentümern bezahlt, die mit dieser Zielsetzung nicht einverstanden seien müssen. Daher sei es besser, wenn philanthropische Ziele im Privaten verfolgt würden.

Trotzdem entwickelte sich CSR weiter. Insbesondere etablierte sich langsam die Sichtweise, dass CSR langfristig Gewinn und Nutzen maximieren kann, womit Friedmans Kritik obsolet würde. Zudem stellte die „Committee for Economic Development“ (CED) fest, dass die Aufgabe des Gewerbes die Zufriedenstellung der Bedürfnisse der Gesellschaft ist (1971, S. 11) und über die reine Bereitstellung von Gütern und Dienstleistungen hinausgeht (1971, S. 16). Diese Sichtweise passte zu den gesellschaftlichen Änderungen der 60er Jahre. Gleichzeitig entwickelte sich die Stakeholder-Theorie, die von Freeman (2010) aufgearbeitet wurde. Die Auffassung, dass es neben den Eigentümern von Unternehmen noch viele weitere Anspruchsgruppen gibt, etablierte sich zunehmend. Dadurch wurden die Unternehmen verstärkt dazu verpflichtet, auch nicht-finanzielle Ergebnisse, gerade hinsichtlich CSR, zu veröffentlichen (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012, S. 24).

Dies vereinfachte die empirische Forschung, die das Konzept von „Corporate Social Performance“ (CSP) definierte, um den Zusammenhang zu „Corporate Financial Performance“ (CFP) zu untersuchen. Obwohl das Konzept CSR in der theoretischen akademischen Diskussion weitestgehend etabliert war, tat sich die empirische Forschung schwer, einen eindeutigen Zusammenhang festzustellen. In Kapitel 3 werden die Befunde der empirischen Forschung diskutiert.

Die Finanzkrise 2008 hat den Verfechtern von CSR weiteren Aufschwung gegeben. Der Fokus auf kurzfristigen Profit sei ein wesentlicher Grund für die Finanzkrise und man müsse den Fokus stärker auf die langfristige Entwicklung legen (Rappaport, 2011). Die herkömmliche Berichterstattung der Unternehmen sei nicht ausreichend. Eine größere Transparenz zwischen Unternehmen und Investoren sei notwendig (Eccles & Krzus, 2010, S. 22 ff). Zu diesem Zweck wurde „Integrated Reporting“ (IR) entwickelt, das die finanzielle Berichterstattung und die CSR-Berichterstattung stärker miteinander verknüpft, wodurch die Vor- und Nachteile der CSR-Maßnahmen verdeutlicht werden (Eccles & Krzus, 2010, S. 11). Der Fokus der Berichterstattung entfernt sich dabei von impliziten ethischen Werten hin zu expliziten E, S und G-Metriken (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012, S. 26).

Die im Prinzip gleiche Debatte wird aus Sicht der Investoren unter dem Schlagwort SI geführt. Schon lange werden ethische Investitionen insbesondere von religiösen Gruppen getätigt. Die typische Herangehensweise basiert auf Auswahlprüfverfahren, bei denen Investitionen ausgeschlossen werden, die nicht mit den eigenen ethischen Werten vereinbar sind. Seit den sozialen Bewegungen der 60er Jahre hat dieser Investitionsansatz große Verbreitung gefunden. Der Begriff, mit dem solche Investitionen umschrieben werden, änderte sich von ethischen Investitionen zu sozial verantwortungsvollen Investitionen (SRI). Seit Ende der 90er Jahre entwickelt sich SRI von einer Investitionsstrategie, bei der Abstriche bei den Renditen in Kauf genommen werden, weil ethische Überlegungen dominieren, zu einer auf Rendite ausgelegten Strategie, die gesellschaftliche Werte berücksichtigt. Mit der Zeit wurden die ethischen Werte konkretisiert und in Faktoren bezüglich Umwelt und Soziales unterteilt. Wegen des Fokus auf die drei Punkte traditionelle Unternehmensbewertung, Umwelt und Soziales wurde der Begriff „Triple Bottom Line“ geprägt (Elkington, 1997). Diese Entwicklung ist mit verstärktem „Shareholder Activism“ gekoppelt.

Nach der Jahrtausendwende rückte auch Unternehmensführung in den Fokus der Diskussion. Getrieben wurde dieses verstärkte Interesse zum einen von Bilanzskandalen wie jenen von Enron und Worldcom. Zum anderen wurde gute Unternehmensführung verstärkt mit einer hohen Produktivität sowie einer hohen Attraktivität für Talente in Verbindung gebracht, was sich zum Beispiel an der verstärkten Verbreitung von Rankings der besten Arbeitgeber widerspiegelte (z.B. Fortunes „100 Best Companies to Work For“) (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012, S. 21). So etablierte sich das Akronym ESG (Environmental, Social and Governance) auch unter den Investoren. Beim Treffen der Investitionsentscheidungen verbreitete sich das „Best-in-Class“-Vorgehen, bei dem Investitionen in solche Unternehmen getätigt werden, die historisch gesehen bessere Ergebnisse hinsichtlich ESG-Faktoren vorweisen als vergleichbare Unternehmen.

3 Literaturüberblick

3.1 Metastudien

Auch von empirischer Seite wurde das Thema verantwortungsvolles Wirtschaften und Investieren intensiv erforscht. Ein guter Ausgangspunkt, um in diese Forschung einzusteigen, ist die Metastudie „People and Profits?“ aus dem Jahr 2001 (Margolis & Walsh, 2001). In dieser werden 95 Veröffentlichungen berücksichtigt, die den Zusammenhang von CSP und CFP untersuchen. 80 dieser Studien verwenden CSP als erklärende Variable. Von diesen 80 Studien finden 53% einen positiven Zusammenhang zwischen CSP und CFP. Dieser sich abzeichnende Zusammenhang kann damals nicht als gesichert angesehen werden. Neben den vielen Studien, die keinen oder sogar einen negativen Zusammenhang feststellten, gab es viel Kritik an den Untersuchungen, insbesondere bezüglich der Methodologie und der Messung von CSP (Margolis & Walsh, 2001, S. 13).

Eine aktuellere Metastudie ist die Studie „Sustainable Investing“ der Deutschen Bank (Fulton, Kahn, & Sharples, 2012). In dieser werden über 100 akademische Studien kategorisiert und zusammengefasst. Wie schon „People and Profits?“ zeigt, ist es in diesem Forschungsgebiet immer wieder vorgekommen, dass Studien gemischte Ergebnisse hervorgebracht haben. In der Metastudie der Deutschen Bank wird dies damit erklärt, dass zu häufig die Performance von SRI-Fonds untersucht wurde. Das Problem bestünde darin, dass SRI-Fonds eine sehr breite Kategorie darstellen, und dass ihre Investi-

onsstrategie häufig lediglich auf den Ausschluss von nicht verantwortungsvollen Unternehmen basiere, sodass insgesamt keine wesentlich andere Performance als die des Marktes entstünde. Tatsächlich liefert die Metastudie überzeugende Ergebnisse, dass verantwortungsvolles Handeln für Unternehmen und Investoren vorteilhaft ist.

Alle in der Metastudie berücksichtigten Untersuchungen ergeben, dass Unternehmen mit hohen CSR- und ESG-Werten niedrigere Kapitalkosten sowohl bezüglich Fremdkapital als auch bezüglich Eigenkapital aufweisen. Allerdings wurde nur eine Studie berücksichtigt, die sich mit dem Einfluss von CSP als Gesamtkonzept auf Fremdkapital befasst. Alle anderen Studien im Fixed-Income-Bereich untersuchen nur Teilaspekte wie die Umwelt- oder die Sozialverantwortung von Unternehmen.

Weiterhin ergeben 89% der Studien, dass die Aktien von Unternehmen mit guten ESG-Faktoren eine bessere Performance aufweisen als der Markt. Die gemischten Ergebnisse stammen von den Untersuchungen mit Fokus auf die Performance von Fonds. Hier ergeben 88% der Studien neutrale oder gemischte Ergebnisse. Tatsächlich bestand die SRI-Strategie der Fonds vor allem darin, nicht verantwortungsvoll eingestufte Unternehmen aus dem Investitionsprozess auszuschließen. So werden, statt aufwendige Analysen durchzuführen, bspw. alle Tabak produzierenden Unternehmen aus dem Fonds ausgeschlossen.

Die gemischten Resultate der Studien, die sich mit SRI-Fonds befassen, lassen sich allerdings auch mit der „shunned-stock hypothesis“ und der „error-in-expectations hypothesis“ erklären, für deren Korrektheit es deutliche empirische Hinweise gibt, wie die Metanalyse von Derwall, Koedijk und ter Horst (2011) zeigt.

Die Grundlage der beiden Hypothesen ist, dass es zwei Typen von SRI-Investoren gibt. Zum einen gibt es Investoren, die sich aus ethischen Gründen für SRI entscheiden. Diese legen besonderen Wert auf den Ausschluss von nicht verantwortungsvollen Unternehmen. Zum anderen gibt es Profit maximierende Investoren, die davon überzeugt sind, dass gute CSP zu besserer CFP führt. Diese treffen ihre Investitionsentscheidungen mittels des „Best-in-Class“-Vorgehens.

Die „shunned-stock hypothesis“ besagt nun, dass ethisch umstrittene Unternehmen von den Investoren des ersten Typs gemieden werden. Dies führt einerseits zu einer schlechteren Verteilung der Risiken unter den Investoren, sodass höhere Renditen gefordert werden. Andererseits führt die geringere Nachfrage auch zu einem geringeren Preis. Da

die operative Leistungsfähigkeit des Unternehmens nicht direkt unter einem geringeren Aktienpreis leidet, führt der geringere Preis zu höheren Renditen.

Die „error-in-expectations hypothesis“ wiederum besagt, dass der Markt den ökonomischen Wert einer hohen CSP unterschätzt. Die entsprechenden Aktien sind unterbewertet, weil die Mehrheit der Investoren mit zu geringen Renditen rechnet. Mit der Zeit stellt sich dieser Irrtum heraus, und der Anpassungsvorgang bewirkt, dass die entsprechenden Aktien positive abnormale Renditen erwirtschaften.

Um beide Investorentypen anzusprechen, werden in SRI-Fonds häufig sowohl ethisch umstrittene Unternehmen ausgeschlossen, als auch bevorzugt Investitionen in solche Unternehmen getätigt, die eine hohe CSP aufweisen. Somit gelten in einem SRI-Fonds sowohl die „shunned-stock hypothesis“ als auch die „error-in-expectations hypothesis“. Da die ausgeschlossenen, nicht verantwortungsvollen Unternehmen positive abnormale Renditen erwirtschaften, führt ihr Ausschluss aus dem Fonds zu negativen abnormalen Renditen. Die bevorzugte Investition in Unternehmen mit hoher CSP spricht andererseits gemäß der „error-in-expectations hypothesis“ für positive abnormale Renditen des Fonds. Somit könnten sich in einem SRI-Fonds beide Effekte aufheben, womit die gemischten Resultate der Studien erklärt werden könnten.

Irgendwann wird der Markt gelernt haben, gute CSP richtig einzupreisen. Dann dürfte die „error-in-expectations hypothesis“ ihre Bedeutung verlieren. Da ein solcher Lernvorgang kontinuierlich vonstattengeht, müssten auch die positiven abnormalen Renditen kontinuierlich abnehmen, die mit der „error-in-expectations hypothesis“ erklärt werden. Die „shunned-stock hypothesis“ wird hingegen länger Bestand haben. Damit ist zu erwarten, dass SRI-Fonds mit der Zeit weniger positive abnormale Renditen erwirtschaften.

Wie die Metastudie der Deutschen Bank verweist auch die Studie von Derwall et al. (2011) auf andere empirische Untersuchungen, die Indizien für die Korrektheit ihrer Annahmen liefern. Auf diese wird hier nicht weiter eingegangen.

Diese beiden Hypothesen liefern einen guten Erklärungsansatz für den Zusammenhang von CSP und Aktienperformance. Da der Fokus dieser Arbeit aber auf Fremdkapital liegt, wird nun ein Überblick über die Studien gegeben, die den Einfluss von CSP im Fixed-Income-Bereich untersuchen. Trotz des Fokus auf Fremdkapital helfen die Er-

kenntnisse über die Zusammenhänge von CSP und Eigenkapitalrenditen dabei, Hypothesen zur Wirkung von CSP auf Fremdkapitalrenditen zu entwickeln.

3.2 Studien im Fixed-Income-Bereich

Einen ersten Überblick über Studien zu festverzinslichen Wertpapieren und ESG-Performance bietet die Publikation „Corporate Bonds: Spotlight on ESG Risks“ der Arbeitsgruppe Corporate Fixed Income der UN-Initiative PRI (2013). Von dieser Arbeitsgruppe wurden lediglich 17 relevante Studien gefunden. Die geringe Anzahl an Studien zeigt, wie wenig erforscht das Thema bislang ist.

Insgesamt gibt es eine sehr überschaubare Anzahl Studien über die Auswirkung von ESG-Faktoren im Fixed-Income-Bereich. Dies ist verwunderlich, weil hunderte Studien zum Einfluss von CSP auf Eigenkapital existieren, obwohl über Fremdkapital besser Einfluss auf das Handeln der Firmen genommen werden kann (Menz, 2010, S. 120-121). Verantwortungsvolle Investoren, die mit ihren Investitionen auch die Unternehmen zu einer nachhaltigeren Wirtschaftsweise motivieren möchten, tun daher besser daran, Fremdkapitaltitel zu kaufen.

Kaufen Investoren Eigenkapitaltitel eines verantwortungsvollen Unternehmens, steigen die Aktienkurse dieses Unternehmen an. Der höhere Aktienkurs verbessert die Konditionen, zu denen das verantwortungsvolle Unternehmen Eigenkapital aufnehmen kann, wodurch es den anderen Unternehmen gegenüber einen Wettbewerbsvorteil erlangt. Laut der Hackordnungstheorie werden Kapitalerhöhungen jedoch als letztes Mittel zur Finanzierung von Investitionen angesehen (Myers & Majluf, 1984), sodass der so entstehende finanzielle Vorteil relativiert wird. Hinzu kommt, dass Kapitalerhöhungen in der Regel durchgeführt werden, wenn die Aktien laut Einschätzung des Managements weit über dem echten Wert gehandelt werden. In solchen Phasen der Euphorie wird der Preis eher nicht von solchen Investoren geprägt, deren Anliegen die Unterstützung verantwortungsvoller Unternehmen ist.

Allein durch das Kaufen von Aktien von verantwortungsvollen Unternehmen wird verantwortungsvolles Wirtschaften also nur in geringem Maß gefördert. Effektiver ist es, von den Eigentümerrechten Gebrauch zu machen und so die Ausrichtung des Unternehmens mitzubestimmen. Allerdings können auch große Fremdkapitalgeber Einfluss

auf die Unternehmensführung nehmen und so verantwortungsvolles unternehmerisches Handeln durchsetzen.

Der Fremdkapitalmarkt ist durch einen wesentlich größeren Anteil institutioneller Investoren geprägt, die besser in der Lage sein sollten, die ziemlich schwierig zu messende CSP der Unternehmen akkurat in der Bepreisung zu berücksichtigen. Gerade Pensionsfonds könnten dazu angehalten werden, bevorzugt in nachhaltig wirtschaftende Unternehmen zu investieren, wodurch eine Berücksichtigung der CSP sogar vorgeschrieben würde. Ein Beispiel, wie das funktionieren könnte, gibt es in Norwegen, wo der staatliche Pensionsfonds, einer der größten der Welt, nach grundlegenden ethischen, sozialen und ökologischen Regeln investiert (Øvrebø, 2012).

Eine höhere Nachfrage nach Anleihen verantwortungsvoller Unternehmen erhöht deren Marktpreis. Dadurch sinkt die Risikoprämie und Fremdkapital wird für verantwortungsvolle Unternehmen günstiger bzw. für die anderen Unternehmen vergleichsweise teurer. Dieser Mechanismus eignet sich nicht nur wegen der Hackordnungstheorie besser als die Investition in Eigenkapital, um die Unternehmensführung zu beeinflussen, sondern auch, weil so auch auf nicht öffentlich gehandelte Unternehmen Einfluss genommen werden kann.

In den wenigen Studien im Fixed-Income-Bereich wird die Untersuchung häufig auf eines der drei ESG-Faktoren beschränkt. Nur wenige untersuchen ESG als Gesamtkonzept. Dies könnte eine Überbewertung der einzelnen Faktoren nach sich ziehen, sollten die Faktoren untereinander korrelieren. So ist es bspw. denkbar, dass umweltbewusst geführte Unternehmen im Durchschnitt auch sozial verantwortungsvoller geführt werden.

Die gefundenen Arbeiten lassen insgesamt darauf schließen, dass ESG-Faktoren sich positiv auf die Bewertung von Anleihen auswirken sollten. Anleihen von Unternehmen mit guten ESG-Faktoren scheinen als sicherer eingeschätzt zu werden mit der Folge, dass sie geringere Risikoprämien aufweisen sollten. Bei der Untersuchung des Einflusses guter Unternehmensführung müssen allerdings die unterschiedlichen Interessen der verschiedenen Anspruchsgruppen berücksichtigt werden. Eine für Eigenkapitalgeber vorteilhafte Regelung kann für Fremdkapitalgeber nachteilig sein.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der relevantesten Studien zum Einfluss von ESG-Faktoren im Fixed-Income-Bereich zusammengefasst. Zuerst werden solche Studien

vorgestellt, die die Auswirkung von ESG als Ganzes untersuchen. Dann folgen die Studien, die ihren Fokus auf jeweils einen der drei Faktoren von ESG legen: Umweltverantwortung, soziale Verantwortung und Unternehmensführung.

3.2.1 Der Einfluss von ESG

Goss und Roberts (2011) untersuchen den Zusammenhang zwischen CSR und Bankkrediten. Sie finden, dass Unternehmen mit unterdurchschnittlicher CSR zwischen 7 und 18 Basispunkten mehr zahlen. Unternehmen mit besonders hoher CSR bekommen hingegen keine besseren Konditionen als der Durchschnitt. Wenn die Kreditwürdigkeit des Unternehmens als niedrig eingestuft wird, werden CSR-Investitionen sogar als negativ angesehen. Dies wird mit dem Überinvestitionsproblem der Agententheorie erklärt. Insgesamt sind die Auswirkungen auf die zu zahlenden Zinsen allerdings gering, sodass CSR maximal als zweitrangige Determinante für die Kosten von Bankkrediten angesehen werden kann. Die Analyse der Kreditvergabe durch Banken erlaubt keine direkten Rückschlüsse auf die Bepreisung von Anleihen, da Banken als „quasi-Insider“ regelmäßig besser informiert sind als Anleihekäufer.

Cheng und Ioannou (2014) untersuchen den Einfluss von CSR auf die Fähigkeit von Unternehmen sich zu finanzieren. Unternehmen, die sich leichter finanzieren können, haben geringere Kapitalkosten und können mehr Investitionen mit positivem Gegenwartswert durchführen. Tatsächlich ergibt die Untersuchung, dass Unternehmen mit hoher CSR sich einfacher refinanzieren können. Dies wird damit erklärt, dass die Agentenkosten durch hohe CSR sinken, da Stakeholder besser mit einbezogen werden und durch CSR-Reporting eine höhere Transparenz hergestellt wird.

Nach Bassen, Hölz & Schlange (2006) führt hohe CSR zu geringeren regulatorischen Risiken. Unter der Annahme, dass Risiken wesentliche Kostentreiber für Kapital sind, führt CSR zu geringeren Kapitalkosten.

Eine einzige Studie wurde gefunden, die den Einfluss von ESG als Ganzes auf die Bepreisung von Unternehmensanleihen untersucht (Menz, 2010). Dabei werden europäische Anleihen für die Untersuchung herangezogen. Es wird ein schwacher nicht signifikanter Zusammenhang zwischen CSR und Kapitalkosten festgestellt. Entgegen den Ergebnissen der anderen Studien werden höhere Spreads bei Anleihen von verantwortungsvollen Emittenten gefunden. Da der Zusammenhang jedoch nur schwach signifi-

kant ist und sich mit einem anderen – allerdings weniger gut geeigneten – Modell umkehrt, wird der Schluss gezogen, dass CSR bei der Bepreisung von Anleihen noch nicht berücksichtigt wird. Da CSR in den USA aufgrund der liberaleren Gesetzeslage schon länger diskutiert wird als in Europa, kann es sein, dass die gleiche Studie mit Anleihen aus den USA zu einem anderen Schluss gekommen wäre.

Um zu verstehen, wie sich die einzelnen Faktoren von ESG auswirken, müssen diese getrennt untersucht werden. So lassen sich außerdem eher Kausalbeziehungen ableiten als bei einer aggregierten Betrachtung. Somit ist es nicht verwunderlich, dass E, S und G-Faktoren häufig einzeln untersucht wurden. Eine erste Vermutung, wie die einzelnen Faktoren im Verhältnis gewichtet seien könnten, lässt sich nach Fulton et al. (2012) folgenderweise aufstellen. Die Güte der Unternehmensführung sollte am meisten Einfluss haben, weil Unternehmensführung schon lange wissenschaftlich diskutiert wird. Bei der Umweltverantwortung müsse der Markt die richtige Berücksichtigung noch lernen, sodass ein geringeres relatives Gewicht erwartet wird. Die soziale Verantwortung sei am schwierigsten zu quantifizieren und sei bislang auch am wenigsten erforscht und von Investoren berücksichtigt worden. Ihr Einfluss sollte daher am geringsten sein.

3.2.2 Der Einfluss von Umweltverantwortung

Bauer und Hann (2010) untersuchen den Einfluss von betrieblichem Umweltmanagement auf die Bepreisung von Unternehmensanleihen. Sie stellen die Vermutung auf, dass schlechtes Umweltmanagement mit erhöhten Rechtsrisiken, regulatorischen Risiken und Reputationsrisiken einhergeht. Die empirische Untersuchung unterstützt diese Hypothese. Unternehmen mit schlechtem Umweltmanagement erhalten schlechtere Ratings und zahlen höhere Zinsen auf emittierte Anleihen.

Auch Schneider (2011) untersucht den Zusammenhang zwischen Umweltfaktoren und der Bepreisung von Unternehmensanleihen. Die Untersuchung beschränkt sich auf die Zellstoff- und Papierindustrie sowie auf die Chemieindustrie. Beides sind Industrien, in denen es zu erheblichen Umweltschäden kommen kann. Die empirische Analyse führt zu der Schlussfolgerung, dass es eine ökonomisch erhebliche Beziehung zwischen der Umweltperformance von Unternehmen und ihren Anleihekosten gibt. Dies liege an höheren Compliance- und Sanierungskosten von Unternehmen mit schlechter Umweltperformance in Erwartung strengerer Gesetze. Sobald sich die Qualität der Anleihe verbese-

sert, verschwindet der Zusammenhang. Dies passt zu der Tatsache, dass Fremdkapitalgeber nicht von einer positiven Unternehmensentwicklung profitieren, sondern Zahlungen fester Höhe erhalten, wenn die Anleihe planmäßig zurückgezahlt wird.

Zwei weitere Veröffentlichungen untersuchen den Zusammenhang zwischen der Umweltperformance von Unternehmen und ihren Eigen- und Fremdkapitalkosten (Chava, Environmental Externalities and Cost of Capital, 2011) (Heinkel, Kraus, & Zechner, 2001). Beide Studien kommen zu dem Schluss, dass eine schlechte Umweltperformance eines Unternehmens seine Kapitalkosten erhöht.

Alle gefundenen Studien, die den Zusammenhang von Umweltperformance und Kapitalkosten untersuchen, urteilen, dass eine gute Umweltperformance die Kapitalkosten senkt.

3.2.3 Der Einfluss sozialer Verantwortung

Es wurden zwei Studien zum Zusammenhang zwischen sozialer Verantwortung und Kapitalkosten gefunden, wobei beide die Angestelltenbeziehungen verwenden, um das Ausmaß sozialer Verantwortung der Unternehmen zu approximieren.

In der Untersuchung von Bauer, Derwall und Hall (2010) werden gute Angestelltenbeziehungen mit geringeren Kapitalkosten, höheren Kreditratings sowie geringeren unternehmensspezifischen Risiken in Verbindung gebracht. Arbeitnehmer seien heutzutage eines der wichtigsten Assets eines Unternehmens und hätten erheblichen Einfluss auf die unternehmerische Leistung. Immer mehr Studien stellen den Zusammenhang her zwischen guten Arbeitnehmerbeziehungen und höherer Produktivität und Profitabilität. Schlechte Arbeitnehmerbeziehungen werden mit Rechts- und Reputationsrisiken sowie höheren Transaktionskosten in Verbindung gebracht.

Die zweite gefundene Studie wurde von Kane, Velury und Ruf (2005) verfasst. Die Hauptaussage der Studie ist, dass gute Angestelltenbeziehungen dazu führen, dass die Angestellten bei Insolvenzgefahr eher zu temporären Zugeständnissen bereit sind. Daraus folge, dass Unternehmen mit guten Angestelltenbeziehungen mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit insolvent gehen. Dieses niedrigere Risiko führe zu geringeren Fremdkapitalkosten.

3.2.4 Der Einfluss von Unternehmensführung

Eine Studie, die den Einfluss von guter Unternehmensführung auf Bankkredite analysiert, wurde von Chava, Livdan und Purnanandam verfasst (2009). Die Studie sagt aus, dass Unternehmen mit geringerem Übernahmeschutz höhere Kreditkosten tragen müssen. Erklärt wird diese Beobachtung mit der Sorge, dass das Finanzrisiko des Unternehmens nach einer eventuellen Übernahme stark ansteigt. Weil schlecht geführte Unternehmen häufig Übernahmeziele sind, ist die Schlussfolgerung, dass schlecht geführte Unternehmen mit höheren Kapitalkosten bestraft werden.

Bradley, Chen, Dallas und Snyderwine (2008) stellen fest, dass es eine positive Beziehung zwischen Anti-Takeover-Maßnahmen und Kreditratings für Investment-Grade Unternehmen gibt. Für Speculative-Grade Unternehmen kehrt sich der Zusammenhang jedoch in einen negativen um. Die Stabilität der Unternehmensführung sei die wichtigere Determinante für die Kreditqualität. Vermutlich sei die Unternehmensführung besser in der Lage die langfristigen Interessen des gesamten Unternehmens zu vertreten, wenn sie bereits lange für das Unternehmen gearbeitet hat.

Auch Klock, Mansi und Maxwell (2005) schlussfolgern aus ihrer Untersuchung, dass Anti-Übernahmemechanismen zu geringeren Fremdkapitalkosten führen. Sie werden auf dem Anleihemarkt als vorteilhaft angesehen.

In der Studie der Autoren Bhojraj und Sengupta (2003) werden Unternehmensanleihen untersucht. Die Existenz von institutionellen Großaktionären wirke sich negativ auf das Kreditrating aus. Gute Unternehmensführung führe hingegen zu einer geringeren Verzinsung der Anleihen, da die Aktionäre das Management dann effektiv überwachen. Dieser Effekt sei bei Anleihen mit schlechtem Rating am größten.

Cremers, Nair und Wei (2007) analysieren den Einfluss von Mechanismen, die die Interessen der Shareholder und die Interessen des Managements in Einklang bringen, auf Fremdkapitalgläubiger. Sind diese Mechanismen stark und ist die Gefahr einer Übernahme hoch, fallen die Anleiheratings und die Verzinsung steigt. Dies liege an den unterschiedlichen Interessen von Fremd- und Eigenkapitalgebern und lasse sich mit Covenants abschwächen.

4 Anleientheorie

4.1 Anleihebewertung

Bevor ein möglicher Einfluss von ESG-Faktoren auf die Bepreisung von Anleihen untersucht wird, soll die Bepreisung von Anleihen aus theoretischer Perspektive beleuchtet werden, um in der folgenden empirischen Analyse ein besseres Verständnis der Marktmechanismen zu ermöglichen. Es werden nur Straight Bonds und Zero Bonds behandelt. Würden auch Bonds mit bspw. Call oder Put Optionen berücksichtigt, würde die Untersuchung wesentlich komplizierter.

4.1.1 Kapitalwert

Zur Bewertung von Anleihen wird ihr Barwert herangezogen, der durch eine Abzinsung der zukünftigen Zahlungen auf den Betrachtungstag bestimmt wird:

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+i)^t} . \quad (1)$$

PV steht für „Present Value“. Weiterhin bezeichnet i den verwendeten Kalkulationszinsfuß und Z_t die Zahlung zum Zeitpunkt t . Der Kapitalwert, im Englischen „Net Present Value“ (NPV), bezieht die Ausgabe zum Kauf der Anleihe mit ein:

$$NPV = \sum_{t=0}^n \frac{Z_t}{(1+i)^t} . \quad (2)$$

Immer dann, wenn der Kapitalwert positiv ist, ist der Kauf der Anleihe besser, als das Geld zum Kalkulationszinsfuß anzulegen, so lange mögliche Ausfallrisiken außer Acht gelassen werden.

Bei unterjähriger Verzinsung, wie sie z.B. in den USA und Großbritannien üblich ist, sowie um bereits angebrochene Zinsperioden adäquat zu berücksichtigen, muss die Berechnung des Kapitalwerts angepasst werden. Dazu wird der relative Kalkulationszinsfuß benötigt, der sich bei m Zinsperioden im Jahr aus

$$i_{rel} = \frac{i}{m} \quad (3)$$

ergibt.

Dann ergibt sich der Kapitalwert zu

$$NPV = \sum_{k=1}^n \frac{Z_{t_k}}{(1+i_{rel})^{\sum_{i=1}^k T_i}} . \quad (4)$$

Mit k werden die Zahlungen durchnummeriert und t_k bezeichnet die Anzahl der Tage vom Betrachtungstag aus bis zur k -ten Zahlung. T_i steht für die Länge der i -ten Zinsperiode in Tagen (Steiner, Bruns, & Stöckl, 2012, S. 141-142). Die erste Zahlung in $k = 1$ entspricht der Ausgabe zum Kauf der Anleihe und ist somit die einzige Zahlung mit negativem Vorzeichen. Daraus folgt außerdem $t_1 = 0$. Beim Kauf muss auch die Stückzinsenproblematik berücksichtigt werden (Steiner, Bruns, & Stöckl, 2012, S. 147). Stückzinsen sind Zinsen, die seit dem letzten Zinstermin angefallen sind und noch nicht ausgezahlt wurden. Beim Verkauf der Anleihe hat der Verkäufer Anrecht auf Auszahlung der Stückzinsen durch den Käufer. Somit ergibt sich der Preis der Anleihe Z_{t_1} aus der Summe des Marktpreises und der Stückzinsen. Wären Stückzinsen bereits im Marktpreis enthalten, würde der Marktpreis von einem Auszahlungstermin zum nächsten stetig ansteigen und am Auszahlungstag wieder um die Höhe der Zinszahlung fallen. Indem die Stückzinsen nicht im Marktpreis berücksichtigt sind, wird diese unnötige Bewegung des Marktpreises vermieden.

Die Berechnung der Stückzinsen erfolgt je nach Konvention leicht unterschiedlich. Die Ansätze unterscheiden sich vorwiegend in der Definition der Periodenlängen. So können Monaten und Jahren eine feste Anzahl Tage zugewiesen werden. Alternativ kann auch die jeweils tatsächliche Länge der Periode zur Berechnung der Stückzinsen verwendet werden. Welche Konvention für eine bestimmte Anleihe zutrifft, ist bspw. in Datastream abgelegt. Zur Vereinfachung der Berechnung der Stückzinsen wird im Folgenden jedoch immer mit den genau angefallenen Tagen gerechnet. Die dadurch entstehenden Fehler sind minimal, während der eingesparte Aufwand erheblich ist.

Das Problem bei der Bewertung einer Anleihe besteht darin, einen insbesondere im Hinblick auf das Risiko adäquaten Kalkulationszinsfuß zu bestimmen. Dieser hängt in der Regel von der Laufzeit ab. Für Zero-Bonds stellt dies kein Problem dar, da deren Laufzeit eindeutig feststeht. Bei Straight-Bonds hat jede Auszahlung hingegen eine unterschiedliche Laufzeit, sodass regelmäßig kein für alle Zahlungen verwendbarer Kalkulationszinsfuß existiert. Daher wird der Zahlungsstrom eines Straight-Bonds mithilfe von Zero-Bonds passender Laufzeit nachgebaut und die Kalkulationszinsfüße der Zero-Bonds für die Diskontierung der jeweiligen Zahlung des Straight-Bonds verwendet.

4.1.2 Effektivverzinsung

Der durchschnittliche Zinssatz einer Anleihe für eine Zinsperiode heißt relative Effektivverzinsung $i_{eff,rel}$. Es wird angenommen, dass die Anleihe gekauft und bis zum Laufzeitende gehalten wird. Die relative Effektivverzinsung entspricht dem Kalkulationszinsfuß, mit dem der NPV zu Null wird:

$$0 = NPV(i_{eff,rel}). \quad (5)$$

Die Berechnung der relativen Effektivverzinsung nach Formel 5 ist nur numerisch möglich.

Um die Effektivverzinsung von Anleihen mit unterschiedlich langen Zinsperioden vergleichen zu können, wird die Effektivverzinsung benötigt, die sich auf eine ein Jahr lange Zinsperiode bezieht. Diese jährliche Verzinsung wird einfach Effektivverzinsung genannt. Um diese aus der relativen Effektivverzinsung zu erhalten, muss der Vergleichbarkeit wegen von einer Reinvestition der unterjährigen Zinsen ausgegangen werden. Bei einer unterjährigen Zinszahlung der Höhe Z folgt somit

$$Z(1 + i_{eff}) = Z(1 + i_{eff,rel})^m. \quad (6)$$

Durch Umstellen ergibt sich

$$i_{eff} = (1 + i_{eff,rel})^m - 1. \quad (7)$$

Die Nominalverzinsung kann stark von der Effektivverzinsung abweichen, und daher irreführend sein. Eine hohe Effektivverzinsung kann sich bspw. durch eine hohe Emissionsprämie trotz niedriger Nominalzinsen ergeben. Die Emissionsprämie ist die Differenz von Nennwert und Emissionspreis.

Es können auch steuerliche Überlegungen für die Interpretation der Rendite relevant sein. Bei einer Diskrepanz der Besteuerung von Kapitalertrag und Kursgewinn können Anleihen mit höheren oder niedrigeren Coupons nach Steuern attraktiver werden. Entsprechende Steuerersparnisse können von der geforderten Rendite abgezogen werden, sodass die Renditen verschiedener Anleihen dann nur nach Steuern verglichen werden sollten. Auch die Besteuerung von Staatsanleihen kann anders ausgestaltet sein als die Besteuerung von Unternehmensanleihen. Während in Deutschland Staats- und Unternehmensanleihen gleich besteuert werden, sind Staatsanleihen in den USA von der lokalen Steuer und der Landessteuer befreit. Daraus folgt, dass die Renditen von USA-Staatsanleihen im Vergleich zu deutschen Staatsanleihen geringer ausfallen können, da

die Steuerlast reduziert ist. Diese Steuereffekte werden im Folgenden vernachlässigt. Dies ist zum einen dadurch gerechtfertigt, dass in der empirischen Untersuchung ausschließlich Unternehmensanleihen untersucht werden, und zum anderen dadurch, dass Unterschiede zwischen den Anleihen kontrolliert werden, indem für jede Anleihe eine eigene Konstante geschätzt wird. Hierbei handelt es sich trotzdem um eine Näherung, da die Konstanten die Steuereffekte nur zum Teil auffangen können. Ändern sich bspw. die Steuergesetze, kann eine Konstante dies nicht auffangen. Außerdem hängt die individuelle Steuerlast auch von der individuellen finanziellen Lage des jeweiligen Investors ab, sodass eine genaue Berücksichtigung von Steuereffekten ohnehin kaum möglich ist.

Gemäß dem Modell von Reinhart und Sack (2002) wird die Effektivverzinsung von Unternehmensanleihen vorwiegend durch drei Faktoren bestimmt: die risikolose Zinsrate, die Liquidität der Anleihe und das Kreditrisiko. Diese drei Faktoren sind allerdings schwierig zu quantifizieren. Risikolos werden Anleihen genannt, bei denen kein oder so gut wie kein Ausfallrisiko besteht. Bei solchen Anleihen besteht trotzdem ein Liquiditäts- und Preisrisiko. Beides umschreibt Verluste, die auftreten, wenn eine Anleihe nicht bis zum Rückkauf durch den Emittenten gehalten wird. Verluste aufgrund des Liquiditätsrisikos entsprechen der Spanne zwischen Kauf- und Verkaufspreis. Je liquider der Markt ist, desto kleiner wird diese Spanne. Das Preisrisiko bezieht sich auf Preisschwankungen, die bspw. aufgrund von Zinsniveauänderungen entstehen.

Der risikolose Zinssatz kann als die gemeinsame Bewegung aller Renditen aller Märkte definiert werden. Allerdings kann kein Zinssatz unabhängig von der Liquidität existieren, sodass bei der Definition des risikolosen Zinssatzes ein festes Liquiditätsniveau angenommen werden muss.

Als Approximation des risikolosen Zinssatzes und als erster Ansatzpunkt für die Bestimmung des Kalkulationszinsfußes wird häufig der Zinssatz von Staatsanleihen bester Bonität herangezogen. Die griechische Staatsschuldenkrise oder auch der teilweise Zahlungsausfall argentinischer Anleihen 2014 hat verdeutlicht, dass auch Staatsanleihen nicht risikofrei sind. Bei Anleihen der Staaten höchster Bonität kann dieses Risiko jedoch vernachlässigt werden. Alternativ können auch Swap-Renditen als Näherung für den risikolosen Zinssatz herangezogen werden (Gann & Laut, 2008, S. 6).

Staatsanleihen sind in der Regel weniger risikoreich als Unternehmensanleihen, da die Faktoren, die sich auf die Bonität des Staates auswirken, auch die Bonität der Unternehmen im Staat beeinflussen. Außerdem sind Staatsanleihen in aller Regel liquider als Unternehmensanleihen, sodass die Verzinsung von Staatsanleihen als Untergrenze für die Verzinsung von Unternehmensanleihen angesehen werden kann. In diesem Sinne könnten auch nationale ESG-Faktoren, auf die ein einzelnes Unternehmen nur wenig Einfluss hat, auf die Fremdkapitalkosten der Unternehmen wirken. Laut Crifo, Diaye und Oueghlissi (2014) sind nationale ESG-Faktoren mit der Verzinsung von Staatsanleihen korreliert. Obwohl die Kausalkette vermutlich vom relativen Wohlstandsniveau ausgeht, das sich sowohl auf die ESG-Performance des Landes als auch auf das Ausfallrisiko der Anleihen auswirkt, ist nicht auszuschließen, dass schlechte nationale ESG-Performance die Verzinsung der entsprechenden Staatsanleihen anhebt. Damit könnten nationale ESG-Faktoren also auch die Untergrenze für die Verzinsung der Unternehmensanleihen anheben.

Der vom Emittenten auf die Verzinsung von Staatsanleihen aufgrund des Kreditrisikos zu zahlende Aufschlag unterteilt sich in Ausfall- und Risikoprämie. Die Ausfallprämie bezeichnet die Differenz zwischen erwarteter Rendite und der versprochenen Rendite. Die Risikoprämie bezeichnet die Differenz zwischen der erwarteten Rendite der Anleihe und der Rendite einer risikolosen Anleihe gleicher Liquidität (Elton, Gruber, Brown, & Goetzmann, 2007, S. 525). Abbildung 1 verdeutlicht diesen Zusammenhang.

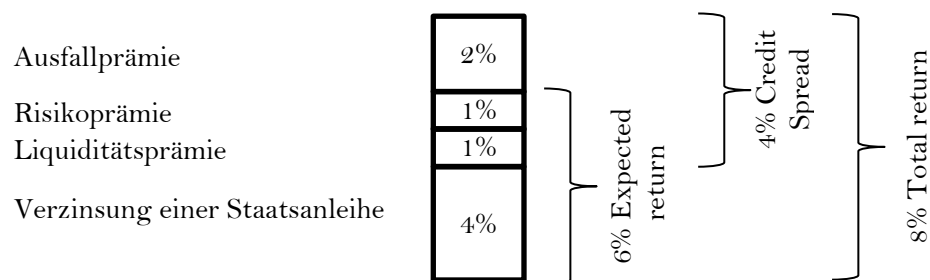


Abbildung 1: Bestandteile der Effektivverzinsung (Quelle: Eigene Darstellung angelehnt an Elton et al. (2007, S. 525))

Die Differenz zwischen den Renditen von Staatsanleihen und Unternehmensanleihen einer Ratingklasse wird Credit Spread genannt (Schlecker, 2009, S. 196) und entspricht

der Rendite, die den Investoren zusätzlich zur Rendite der Staatsanleihe versprochen wird, damit sie das größere Risiko von Unternehmensanleihen eingehen.

Aus Sicht der Investoren ist die Unterteilung des Risikoaufschlags in Ausfall- und Risikoprämie wichtig, da die Risikoprämie dem Aufschlag entspricht, den sie erhalten, um ihre Risikoaversion zu überwinden. Ist die Risikoprämie nicht hoch genug, werden Investitionen in als risikoarm bis risikolos betrachtete Staatsanleihen vorgezogen. Aus Sicht des Emittenten ist die Unterteilung wichtig, um eine Anleihe so zu gestalten, dass sie vom Markt angenommen wird.

Um die Risikoprämie abzuschätzen, muss eine Erwartung bezüglich der Ausfallwahrscheinlichkeit der Anleihe gebildet werden. Wie dies geschehen kann, wird im nächsten Abschnitt genauer diskutiert. Dann kann die erwartete Rendite der Anleihe unter Berücksichtigung der Ausfallwahrscheinlichkeit geschätzt werden. Wird von der erwarteten Rendite der risikolose Zinssatz und die Liquiditätsprämie abgezogen, ergibt sich die Risikoprämie. Im Verlauf der Zeit kann sich allerdings die Risikobereitschaft von Anlegern verändern, wovon auch die Risikoprämie beeinflusst wird.

Die Ausfallprämie lässt sich bei Kenntnis der Ausfallwahrscheinlichkeit der Zahlungen über die Gleichung

$$\text{Ausfallprämie} = i_{eff} - E(i_{eff}) \quad (8)$$

bestimmen.

Die Effektivverzinsung i_{eff} wird dabei gemäß Gleichung 5 berechnet. Für die Bestimmung von $E(i_{eff})$ wird Gleichung 5 zu

$$0 = \sum_{k=1}^n \frac{Z_{t_k} P(Z_{t_k})}{(1+E(i_{rel,eff}))^{\sum_{i=1}^k T_i}} \quad (9)$$

abgeändert. Dabei steht $P(Z_{t_k})$ für die Wahrscheinlichkeit, dass die Zahlung zum k -ten Termin ausgezahlt wird und entspricht somit der Gegenwahrscheinlichkeit des Ausfalls. Aus der erwarteten relativen Effektivverzinsung wird über Gleichung 7 die erwartete Effektivverzinsung bestimmt.

Neben den bereits diskutierten Einflussfaktoren, wirken sich nach Gann und Laut (2008) auch unterschiedliche Kuponhöhen und das makroökonomische Umfeld auf die Bepreisung von Anleihen aus. Der Einfluss der Kuponhöhe hängt mit dem Zinsrisiko zusammen. Anleihen mit niedrigen Kupons haben eine höhere Duration als Anleihen

mit hohen Kupons und unterliegen somit einem höheren Zins- und Ausfallrisiko. Das makroökonomische Umfeld prägt allgemein die Erwartungshaltung der Investoren und wirkt somit ebenfalls auf die Bepreisung von Anleihen.

4.2 Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, die Ausfallwahrscheinlichkeit von Anleihen zu schätzen. Unter Ausfall wird verstanden, dass der Schuldner seinen vertraglichen Verpflichtungen nicht nachkommt. Bereits eine verspätete Zahlung oder die Zahlung eines geringeren Betrags gilt als Ausfall. In der fünfteiligen Artikelreihe „Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten“ von Wehrspohn werden verschiedene Methoden diskutiert, mit denen sich die Ausfallwahrscheinlichkeit schätzen lässt. Es lassen sich marktdatenbasierte Verfahren von ratingbasierten Verfahren unterscheiden.

Marktdatenbasierte Verfahren werden im zweiten Teil der Serie behandelt (Wehrspohn, 2002b) und erfordern, wie der Name schon sagt, Marktdaten. Es wird empfohlen, marktdatenbasierte Verfahren vor allem ergänzend zu ratingbasierten Verfahren zu verwenden, da ratingbasierte Verfahren deutlich robuster gegenüber kontaminierten Daten seien. Außerdem stellen marktdatenbasierte Verfahren starke modelltheoretische Annahmen auf. In Anbetracht dieser Empfehlung und des ohnehin schon großen Datensatzes, der durch die für die Verfahren notwendigen Marktdaten noch weiter wachsen würde, wurde für diese Arbeit ein einfaches ratingorientiertes Verfahren gewählt.

Bei ratingorientierten Verfahren wird die Ausfallwahrscheinlichkeit mithilfe von Kreditratings und beobachteten Ausfällen geschätzt. Am einfachsten ist es, die historischen relativen Ausfallhäufigkeiten für die verschiedenen Ratingklassen zu bestimmen und von diesen auf die Ausfallwahrscheinlichkeit zu schließen. Dies wird auch Mittelwertansatz genannt (Wehrspohn, 2002a). Der Vorteil des Verfahrens ist neben seiner Einfachheit, dass in den Ratings eine Vielzahl an Informationsquellen verarbeitet sind. Das Verfahren geht allerdings von den Annahmen aus, dass die Ausfallwahrscheinlichkeiten im Zeitverlauf konstant sind, und dass Ausfälle voneinander unabhängig sind. Beide Annahmen sind nicht realitätsgetreu, da ein Ausfall schnell Kettenreaktionen verursachen kann und da strukturelle Änderungen, wie sie zum Beispiel durch Krisen hervorgerufen werden können, die Ausfallwahrscheinlichkeiten abrupt und langfristig verändern können.

Zu diesem Mittelwertansatz gibt es verschiedene Erweiterungen. So kann die Annahme, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit über die Zeit konstant ist, gelockert werden, indem die Ausfallwahrscheinlichkeit stochastisch, aber von einer konstanten Wahrscheinlichkeitsverteilung abhängig, modelliert wird (Wehrspohn, 2002c).

Wegen der Mittelwertbildung wird die Ausfallwahrscheinlichkeit in konjunkturellen Hochphasen überschätzt und in Krisen unterschätzt. Die Miteinbeziehung von Konjunkturindikatoren kann die Schätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit somit verbessern. Ein erster Versuch dies umzusetzen wird im vierten Teil der Serie diskutiert (Wehrspohn, 2002d), wobei dieser erste Versuch noch mit erheblichen Schwächen zu kämpfen hatte.

Im fünften Teil der Serie (Wehrspohn, 2003) werden zusätzlich zum Rating das Länderisiko sowie mikro- und makroökonomische Einflüsse eingearbeitet.

Wie bereits angedeutet wird im Rahmen dieser Arbeit der einfache ratingorientierte Mittelwertansatz verwendet. Zum einen wächst die zu verarbeitende Datenmenge so nicht allzu sehr an, zum anderen sind die dafür notwendigen Informationen leicht zu beschaffen, was bei den anderen Verfahren nicht notwendigerweise gegeben ist. Weiterhin ist diese Vorgehensweise aufgrund ihrer Einfachheit vermutlich robuster als andere Verfahren. Da es schlussendlich bei der Interpretation des Modells vor allem auf die Auswirkung der ESG-Faktoren ankommt, können kleine Ungenauigkeiten bei der Berechnung der Ausfallwahrscheinlichkeit mit weiteren erklärenden Variablen, wie Industrie-Indizes für die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung, teilweise wieder abgefangen werden. Sollte die Ausfallwahrscheinlichkeit in Boom-Phasen überschätzt werden, kann dies teilweise über eine niedrigere Konstante bei den Indizes ausgeglichen werden, wenn die Boom-Phase vom Rest der Beobachtungszeit getrennt beobachtet wird. Die Interpretation der Auswirkung der ESG-Faktoren ändert sich dadurch nicht.

Die Ratingagenturen veröffentlichen Tabellen mit den historischen Ausfallwahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit der Ratingstufen, welche mithilfe des Mittelwertansatzes berechnet wurden (Standard & Poor, 2013) (Moody, 2011) (Fitch, 2014) (DBRS, 2013). Da ein Investor seine Entscheidungen anhand der gerade aktuellen Daten treffen muss, müssten die historischen Tabellen für den gesamten betrachteten Zeitraum benutzt werden, um die Sichtweise der Investoren möglichst akkurat abzubilden. Der Einfachheit halber wird darauf verzichtet und es werden nur die aktuellen Tabellen verwendet. Dies dürfte die Ergebnisse nicht entscheidend beeinflussen, da der Beobachtungszeitraum

hier mit 7 Jahren im Verhältnis kurz ist. DBRS schätzt die Ausfallwahrscheinlichkeiten anhand einer 36 Jahre umfassenden Zeitspanne. Fitch verwendet mit einer 23 Jahre langen Zeitspanne den kürzesten Zeitraum.

5 Hypothesen

Hier sollen auf Basis von theoretischen Überlegungen verschiedene Hypothesen zum Zusammenhang zwischen Risikoprämie einer Anleihe und CSP des zugehörigen Emittenten aufgestellt werden. Die Hypothesen sollen dann im Rahmen der empirischen Untersuchung getestet werden. Werden die Hypothesen auch empirisch als richtig befunden, gewinnt die Untersuchung an Glaubwürdigkeit, da Theorie und Realität zusammenpassen. Die Fragen werden im folgenden Abschnitt ihrer Diskussion vorangestellt.

Die erste Frage stellt den Mittelpunkt dieser Arbeit dar.

Frage 1: Senkt eine gute CSP des Emittenten die Risikoprämie?

Der Literaturüberblick in Kapitel 3 hinterlässt weitestgehend den Eindruck, dass dies zutreffen müsste. Eine hohe CSP sollte die Ausfallwahrscheinlichkeit und somit die zu zahlende Risikoprämie senken. Da ESG-Faktoren im Fixed-Income-Bereich jedoch nur wenig erforscht sind und ausgerechnet die vom Studiendesign ähnlichste Studie (Menz, 2010) keinen Zusammenhang finden konnte, kann a priori keine fundierte Vorhersage getroffen werden.

Werden die in Kapitel 3.1 diskutierten Hypothesen auf Fremdkapital übertragen, lassen sich ebenfalls Erwartungen bezüglich der Auswirkung der CSP ableiten. Insbesondere liefert die „shunned-stock-hypothesis“ weiteren Grund zur Annahme, dass eine niedrige CSP zu höheren Risikoprämien führt. Investoren am Anleihemarkt könnten sich, wie Investoren am Aktienmarkt, ebenfalls sträuben, in moralisch verwerfliche Unternehmen zu investieren. Ein besonders populäres Beispiel ist der norwegische Pensionsfonds, der bei seiner Investitionstätigkeit von einem Ethikrat unterstützt wird. Eine „shunned-bond-hypothesis“ würde somit bedeuten, dass die Nachfrage nach Anleihen von Emittenten mit niedriger CSP sinken würde. Die niedrigere Nachfrage würde eine höhere Risikoprämie nach sich ziehen, weil der Käufer einerseits an Verhandlungsmacht gewönne und andererseits das Risiko weniger gut unter den Investoren verteilt würde.

Frage 2: Wirkt sich eine besonders niedrige CSP erhöhend auf die Risikoprämie aus?

Sehr überzeugend ist die Hypothese, dass ESG-Faktoren sich vor allem auswirken, wenn die CSP des Emittenten verhältnismäßig niedrig ist. Anleihekäufer interessieren die möglichen positiven Chancen durch die CSP des Unternehmens weniger, als die Vermeidung negativer Auswirkungen einer geringen CSP. Dies liegt daran, dass die gebotene Verzinsung nicht von der Performance des Unternehmens abhängt, so lange dieses solvent bleibt. So lange das Unternehmen also eine durchschnittliche CSP aufweist und somit negative Auswirkungen unwahrscheinlich erscheinen, wäre es in Anbetracht des Mehraufwands nachvollziehbar, ESG-Faktoren bei der Wertschätzung der Anleihen zu ignorieren.

Somit besteht eine überzeugende theoretische Fundierung für die Annahme, dass Emittenten mit besonders schlechter CSP höhere Fremdkapitalkosten tragen müssen. Diese Beobachtung müsste über die Zeit relativ konstant bleiben, da sich auch die moralische Überzeugung der Investoren – wenn überhaupt – nur sehr langsam ändert.

Frage 3: Gilt die „error-in-expectations-hypothesis“ auch für Fremdkapital? Sind in den letzten Jahren die Risikoprämien gesunken, die von Emittenten mit besonders hoher CSP gezahlt werden müssen?

Eine „error-in-expectations-hypothesis“ würde auf Fremdkapital übertragen bedeuten, dass die Verzinsung von Anleihen, deren Emittenten eine gute CSP aufweisen, mit der Zeit sinken müsste. Die Hypothese besagt, dass der Markt die Auswirkung der ESG-Faktoren bislang unterschätzt hat. Mit der Zeit lernt der Markt die richtige Einbeziehung dieser weichen Faktoren, sodass das Unternehmen besser bewertet wird und eine niedrigere Risikoprämie anfällt. Anders als bei der „shunned-stock-hypothesis“ sind hier jedoch Zweifel darüber angebracht, ob die Hypothese so leicht übertragen werden darf. So könnte die Hypothese bei Eigenkapital vor allem durch die sich langfristig eröffnenden Chancen aufgrund guter CSP begründet sein. Wurden diese Chancen bislang nicht richtig vom Markt bewertet, während die Bewertung der Risiken bei schlechter CSP akkurat berücksichtigt wurde, wäre eine Übertragung auf die Fremdkapitalseite unzulässig. Dies liegt erneut daran, dass Fremdkapitalgeber nicht von einer besonders positiven Entwicklung des Unternehmens profitieren. Da Chancen schwieriger zu quantifizieren sind als Risiken, ist es eher unwahrscheinlich, dass die Übertragung der „error-in-expectations-hypothesis“ auf die Fremdkapitalseite legitim ist.

Frage 4: Werden ESG-Kriterien in angelsächsischen Ländern eher berücksichtigt als in Kontinentaleuropa?

Es ist denkbar, dass der Zusammenhang zwischen CSP und Risikoprämie auch vom jeweiligen Land abhängt. In einem Land, in dem bspw. eine Verschärfung der Umweltsetze erwartet wird, dürften Anleihen mit schwacher CSP höher verzinst werden, da ihre Emittenten von einer solchen Änderung unter Umständen massiv beeinflusst würden (Schneider, 2011). Da die Gesetzeslage in Kontinentaleuropa traditionell restriktiver ist als in angelsächsischen Ländern und eine Verschärfung der Gesetze somit in den angelsächsischen Ländern viel wahrscheinlicher ist, würde dies dafür sprechen, dass der Einfluss von CSP in Kontinentaleuropa geringer ausfällt als in angelsächsischen Ländern. Auch die Wahrnehmung von CSP könnte sich zwischen angelsächsischen Ländern und Kontinentaleuropa unterscheiden. Wegen der in Kontinentaleuropa traditionell restriktiveren Gesetzeslage wurde die Debatte über sozial verantwortungsvolles Wirtschaften vor allem in angelsächsischen Ländern geführt. Dies könnte zur Folge haben, dass ESG-Kriterien in den USA und Großbritannien stärker berücksichtigt werden als in Europa. Andererseits könnte das Bewusstsein für soziale Verantwortung in Kontinentaleuropa stärker ausgeprägt sein, was gegen diese Annahme spräche.

Somit kann vorab keine eindeutige Erwartung abgeleitet werden, ob und in welchem Ausmaß CSP regional unterschiedlich bewertet wird. Wird beachtet, dass Menz (2010) keinen Zusammenhang zwischen CSP und der Bepreisung von Anleihen in Europa gefunden hat, erscheint es wahrscheinlicher, dass ESG-Faktoren in den angelsächsischen Ländern stärker berücksichtigt werden.

Wird diese Hypothese anhand der Daten überprüft, kann auch ein Vergleich mit der Studie von Menz erfolgen, wodurch die Glaubwürdigkeit der Ergebnisse bei Übereinstimmung der Studien steigt.

Frage 5: Steigt die von ausfallgefährdeten Unternehmen zu zahlende Risikoprämie, wenn ihr CSP-Rating sich verbessert?

Es dürfte insgesamt bereits schwierig sein, sicher auf einen Einfluss der ESG-Kriterien zu schließen, da Goss und Roberts (2011) bereits festgestellt haben, dass CSR maximal als zweitrangige Determinante für das Risiko von Bankkrediten angesehen werden kann. Goss und Roberts beobachten jedoch auch, dass CSR-Investitionen sich negativ auf die Kreditkonditionen auswirken, wenn die Kreditwürdigkeit des Unternehmens als

niedrig eingestuft wird. Dies lässt sich mit der Agententheorie erklären und könnte auch auf dem Anleihenmarkt gelten. Sollte ein Anleiheemittent bereits in finanziellen Schwierigkeiten stecken und trotzdem in die Verbesserung der CSP investieren, so wäre die Schlussfolgerung naheliegend, dass den Manager des Unternehmens die CSP wichtiger ist als der kurzfristige finanzielle Erfolg. Dabei ist bei ausfallgefährdeten Unternehmen der kurzfristige finanzielle Erfolg für die Solvenz ausschlaggebend. Somit könnte auch am Anleihemarkt gelten, dass sich eine Verbesserung der CSP bei ausfallgefährdeten Unternehmen erhöhend auf die Risikoprämie auswirkt.

6 Modell

6.1 Zu erklärende Variable

Entsprechend der in Kapitel 4 diskutierten Anleihentheorie soll der Versuch unternommen werden, aus der Effektivverzinsung die Risikoprämie möglichst exakt zu bestimmen. Diese soll dann auf den Einfluss von ESG-Faktoren untersucht werden.

Die erwartete Rendite steht in Datastream nicht einfach zum Download verfügbar, so dass sie gemäß Formel 9 und Formel 7 berechnet werden muss. Dabei wird angenommen, dass bei einem Ausfall der Anleihe die Hälfte der ausstehenden Forderungen nicht zurückgezahlt werden. Die Berechnung der einfachen Effektivverzinsung nach Formel 5 und Formel 7 ist leicht zusätzlich zu implementieren. Obwohl sie in Datastream als „Yield to Redemption“ zur Verfügung steht, wird sie daher auch berechnet. Durch den Vergleich mit der Effektivverzinsung von Datastream entsteht so eine Möglichkeit, die Berechnungen zu überprüfen. Die Ausfallwahrscheinlichkeiten wurden durch kubische Interpolation aus den in Kapitel 4.2 beschriebenen Tabellen bestimmt. Es wurden immer die gerade aktuellsten Ratings zugrunde gelegt und die vier Ratingagenturen S&P, Moody, Fitch und Dominion berücksichtigt. Da nur von S&P die historischen Ratings in Datastream bezogen werden konnten, während von den anderen Ratingagenturen immer nur das gerade aktuelle Rating in Datastream vorhanden ist, hat S&P in dieser Untersuchung die mit Abstand größte Bedeutung unter den Ratingagenturen.

Die selbst berechnete Effektivverzinsung stimmt mit der von Datastream bezogenen „Yield to Redemption“ überein und die erwartete Rendite ist, was ebenfalls für eine richtige Berechnung spricht, immer etwas kleiner als die Effektivverzinsung.

Es wurde mit der selbst berechneten Effektivverzinsung weitergearbeitet. Wird von dieser die risikolose Verzinsung abgezogen, ergibt sich die Summe aus Liquiditäts- und Risikoprämie.

Als Benchmark oder risikoloser Zinssatz wurden Staatsanleihen herangezogen. Um nicht selber entscheiden zu müssen, welche Staatsanleihe am besten für die jeweilige Anleihe geeignet ist, wurden die Spreads über den Benchmark von Datastream bezogen. Die Differenz aus Effektivverzinsung und Spread über dem Benchmark ergibt den Benchmark. Durch Subtraktion des Benchmarks von der erwarteten Effektivverzinsung wurde die Summe aus Liquiditäts- und Risikoprämie bestimmt.

In dieser Summe lässt sich nicht eindeutig abgrenzen, wie groß der Einfluss der Liquidität ist. Da es jedoch um den Einfluss der ESG-Faktoren geht, ist dies auch gar nicht nötig. Stattdessen wird der Einfluss der Liquidität kontrolliert, indem ein Liquiditätsmaß als erklärende Variable in das Modell aufgenommen wird. Nach der Schätzung des Modells ließe sich die Risikoprämie dann exakter bestimmen, indem der durch das Liquiditätsmaß erklärte Anteil von der Summe aus Risiko- und Liquiditätsprämie subtrahiert wird. Aufgrund der Regressionskonstante wäre die Trennung in Risiko- und Liquiditätsprämie trotzdem unscharf. Weil dadurch keine besseren Erkenntnisse zur Wirkung der ESG-Faktoren gewonnen werden können, wird nicht die Risikoprämie als zu erklärende Variable verwendet, sondern die Summe aus Liquiditäts- und Risikoprämie. Diese Summe wird fortan vereinfachend als Risikoprämie bezeichnet.

6.2 Erklärende Variablen

Bei der Untersuchung von CSP-Faktoren auf die CFP besteht das Problem, dass CSP-Faktoren und CFP häufig mit weiteren Faktoren korrelieren. So argumentieren McGuire, Sundgren und Schneeweis (1988) bspw., dass sozial verantwortungsvolle Unternehmen im Allgemeinen einen geringeren Verschuldungsgrad haben, was das Risikoprofil erheblich beeinflusst. Wird der Einfluss des Verschuldungsgrades nicht kontrolliert, führt die Korrelation zwischen CSP und Verschuldungsgrad dazu, dass der Koeffizient der CSP auch den Effekt des Verschuldungsgrades auffängt. Daher müssen Kontrollvariablen in das Modell integriert werden, um zu verhindern, dass der geschätzte Koeffizient der ESG-Faktoren nicht eigentlich auf andere Faktoren zurückzuführen ist.

Im Folgenden werden die erklärenden Variablen diskutiert. Als erstes wird dabei auf die ESG-Faktoren eingegangen, deren Einfluss das Thema dieser Arbeit ist. Dann werden die unterschiedlichen Kontrollvariablen erörtert.

6.2.1 ESG-Faktoren

ESG-Faktoren sind sehr vielschichtig und ihre Messung stellt eine Herausforderung dar. In der Vergangenheit wurden viele Ansätze verfolgt, CSP zu messen (Margolis & Walsh, 2001, S. 27). Diese verschiedenen Ansätze reflektieren die Vielschichtigkeit von CSP, machen es jedoch schwierig, Studien miteinander zu vergleichen. Obwohl es sehr viele Faktoren gibt, die auf die CSP eines Unternehmens wirken, wird für die Untersuchung eine aggregierte Maßzahl benötigt. Da viele „weiche“ Faktoren berücksichtigt werden müssen, ist eine gewisse Subjektivität nicht zu vermeiden. Dem Unternehmen stehen verschiedene Stakeholder mit unterschiedlichen Zielen gegenüber. Jede Stakeholder-Gruppe würde die ESG-Faktoren unterschiedlich gewichten und die Gewichtung mit der Zeit unterschiedlich verändern. Um dieser Problematik auszuweichen, wird vorgeschlagen, die Gewichte nicht selber festzulegen, sondern die Data Envelopment Analysis anzuwenden (Chen & Delmas, 2011).

Die für die Messung der CSP notwendigen Daten sind für Außenstehende zum Großteil nicht zugänglich. Unternehmen betreiben zwar vermehrt CSR-Reporting, jedoch gibt es hierzu weder eine Verpflichtung noch etablierte Standards. Es ist zu befürchten, dass CSR-Reporting häufig betrieben wird, um das Unternehmen in besonders gutem Licht erscheinen zu lassen. Daher ist die Glaubwürdigkeit der Unternehmensangaben zumindest zu hinterfragen.

Forscher mussten in der Vergangenheit die CSP von Unternehmen bspw. mithilfe von Fragebögen, Analysen von Jahresberichten, Expertenmeinungen und Informationen zur Compliance bewerten. Diese Vorgehensweisen sind sehr aufwendig, sodass es Sinn macht, Einschätzungen spezialisierter Institutionen heranzuziehen, anstatt zu versuchen, eigenständig Bewertungen vorzunehmen. Solche Institutionen entstanden Anfang der 90er Jahre. Heute gehören RobecoSAM (SAM), Morgan Stanley Capital International (MSCI) und Thomson Reuters zu den führenden ESG-Ratingagenturen. Die Kompetenz von MSCI in diesem Bereich basiert auf der Akquisition der RiskMetrics Group 2010, wobei die RiskMetrics Group bereits 2009 Kinder, Lydenberg und Domini (KLD) ge-

kauft hatte. Auch Thomson Reuters hat seine Kompetenz akquiriert, und zwar durch die Übernahme der ASSET4 AG 2009. Für einen Überblick über den Markt von CSR-Rating Agenturen sei auf „Who is who in Corporate Social Responsibility Rating?“ (Schäfer, Beer, Zenker, & Fernandes, 2006) verwiesen, wobei die Zukäufe von MSCI und Thomson Reuters zeigen, dass der Markt sich in den letzten Jahren aufgrund von Konsolidierungen verändert hat.

Für die folgende Untersuchung wurden verschiedene Quellen für die CSP der Unternehmen verwendet. Eine dieser Quellen ist Thomson Reuters, deren ASSET4-Daten als CSP-Messung herangezogen werden. Thomson Reuters bewertet jedes Unternehmen mit einer Zahl zwischen 0 und 100. Im Modell geht ein Hundertstel dieser Zahl ein, damit der Wertebereich zwischen 0 und 1 liegt und der Koeffizient sich somit in einer ähnlichen Dimension bewegt, wie die Koeffizienten der anderen ESG-Metriken, die mithilfe von Dummy-Variablen umgesetzt werden. Je höher die Wertung, desto besser die CSP des Unternehmens. Die ASSET4-Zahlen werden durch das Auswerten von mehr als 500 Datenpunkten bestimmt. Allerdings standen die ASSET4-Daten zum Zeitpunkt der Datenbeschaffung größtenteils nur bis zum 31.12.2013 zur Verfügung, sodass die letzten Monate der Beobachtungszeit wegfallen.

Als zusätzliche Maßzahl der CSP werden die frei zugänglichen Yearbooks von SAM herangezogen.¹ In den Yearbooks, die vor 2008 erschienen sind, wurden noch keine Unternehmen aufgelistet, sodass nur die Yearbooks seit 2008 verwendbare Informationen enthalten. SAM lädt jährlich die weltweit größten 2.500 Unternehmen ein, Informationen für die Erstellung des Yearbooks bereitzustellen. Von den teilnehmenden Unternehmen werden nur die besten 15% aus den 57 SAM-Sektoren in den Yearbooks publiziert. Rückschlüsse auf Unternehmen mit schlechter ESG-Performance sind unmöglich.

¹ Auf der Homepage von RobecoSAM wird lediglich das Yearbook 2014 bereitgestellt. Um ältere Yearbooks zu finden, ist eine Internetrecherche notwendig. Sie werden noch bei alten Presseankündigungen oder bei Partnern von SAM verlinkt. Hier die entsprechenden URLs, abgerufen am 01.08.2014:
 Yearbook 2014: <http://yearbook.robecosam.com/home.html>
 Yearbook 2013: <https://www.kpmg.com/BE/en/IssuesAndInsights/ArticlesPublications/Documents/sustainability-yearbook-2013.pdf>
 Yearbook 2012: <http://www.terna.it/LinkClick.aspx?fileticket=di52wo7wY%2BE%3D&tabid=5388>
 Yearbook 2011: https://www.pwc.ch/en/dyn_output.html?content.void=28831&collectionpageid=4114&containervoid=23882&comefromcontainer=true
 Yearbook 2010: <http://www.terna.it/LinkClick.aspx?fileticket=di52wo7wY%2BE%3D&tabid=5388>
 Yearbook 2009: http://petrofed.winwinhosting.net/upload/Sustainability%20Yearbook_2009.pdf
 Yearbook 2008: http://www.pwc.com/en_GX/gx/sustainability/yearbook2008.pdf

Da aber Fremdkapitalgeber von einer außergewöhnlichen Unternehmensperformance nicht profitieren, ist für ihre Investitionsentscheidung das Ausfallrisiko entscheidend. Wie bereits diskutiert folgt daraus, dass vor allem die Unternehmen von Interesse sind, die eine sehr schlechte CSP aufweisen, da diese sich womöglich negativ auf die Kreditwürdigkeit auswirkt. Daher werden für die Untersuchung auch die seit 2010 erscheinenden Blacklists des Corporate Responsibility Magazine herangezogen. Die dort aufgeführten Unternehmen sind vor allem solche, die keinerlei oder nur wenige Informationen bezüglich ihrer CSP veröffentlichen (Clifford, 2010).²

Eine weitere Quelle von Unternehmen mit womöglich schlechter CSP ist die Homepage des Finanzministeriums von Norwegen. Der staatliche Pensionsfonds von Norwegen investiert nach ethischen Gesichtspunkten und wird von einem Ethikrat beraten. Unternehmen, die bspw. Tabak oder Waffen produzieren, werden aus dem Fonds ausgeschlossen. Auf der Internetseite des Finanzministeriums wird eine Liste dieser Unternehmen geführt.³

6.2.2 Ausfallprämie

Am meisten Einfluss auf die Risikoprämie hat wohl die Kreditwürdigkeit des Emittenten. Ein Ausfall einer Anleihe bedeutet für den Investor nicht nur einen finanziellen Verlust, sondern auch Unsicherheit und zusätzlichen Aufwand, um seine Forderungen möglichst gut durchzusetzen.

In vielen Untersuchungen werden daher Ratings als Kontrollvariable verwendet. Dies hat jedoch einige Nachteile. Ratings sind ordinal skaliert, sodass keine Aussage über den Abstand zwischen den Ratingklassen getätigt werden kann. Außerdem ist der Einfluss der Ratings von der Restlaufzeit der Anleihe abhängig. Ein schlechtes Rating wirkt sich auf eine noch lange laufende Anleihe wesentlich gravierender aus als auf eine An-

² Die Blacklists werden zwar alle auf der Internetseite des Corporate Responsibility Magazine bereitgestellt, jedoch sind sie nicht leicht zu finden. Daher auch hier die entsprechenden URLs, abgerufen am 01.08.2014:

Blacklist 2013: <http://www.thecro.com/content/2013-black-list>

Blacklist 2012: <http://www.thecro.com/content/seeing-dark>

Blacklist 2011: <http://www.thecro.com/content/darkness-visible>

Blacklist 2010: <http://www.thecro.com/content/bad-business-crs-black-list>

³ Der Vollständigkeit halber auch hier die URL, abgerufen am 01.08.2014:

<http://www.regjeringen.no/en/dep/fin/Selected-topics/the-government-pension-fund/responsible-investments/companies-excluded-from-the-investment-u.html?id=447122>

leihe mit kurzer Laufzeit. Werden die Ratings als erklärende Variable verwendet, wird dies nicht berücksichtigt.

Aufgrund dieser Probleme wird statt der Ratings die Ausfallprämie als Kontrollvariable benutzt. Diese wurde aus der Differenz von erwarteter Rendite und Effektivverzinsung berechnet. Dabei wurden die Ratings, die historischen Ausfallwahrscheinlichkeiten und die Zahlungsströme der Anleihen verwendet, um die erwartete Rendite zu bestimmen.

Die Logik hinter dieser Vorgehensweise ist, dass die Ausfallprämie dem Anteil der Effektivverzinsung entspricht, der im Durchschnitt aufgrund der Kreditwürdigkeit des Emittenten ausfällt. Wegen der Risikoaversion der Anleger bedeutet eine höhere Ausfallprämie auch eine höhere Risikoprämie. Investoren sind nicht dazu bereit, ohne Kompensation eine höhere Unsicherheit einzugehen. Sowohl das Problem der Ordinalskala der Ratings als auch die Laufzeitproblematik werden durch die Verwendung der Ausfallprämie als erklärende Variable vermieden.

6.2.3 Liquiditätsmaße

6.2.3.1 Bid-Ask Spread

Die Liquiditätsprämie steigt, wenn die Liquidität der Anleihe sinkt. Als Liquiditätsmaß kann der sogenannte Bid-Ask Spread herangezogen werden. Das Bid ist zu Deutsch der Geldkurs, also der höchste Preis, den Käufer bereit sind zu zahlen. Das Ask ist der Briefkurs und somit der niedrigste Preis, zu dem Verkäufer bereit sind zu verkaufen. Ein Anleger kauft somit immer zum Briefkurs und verkauft zum Geldkurs. Grundsätzlich ist der Briefkurs höher als der Geldkurs, da Verkäufer teuer verkaufen und Käufer günstig kaufen möchten. Die Differenz aus Brief- und Geldkurs, der Bid-Ask Spread, entspricht somit dem Verlust eines Anlegers, der im gleichen Augenblick kaufen und wieder verkaufen möchte. Somit ist ein hoher Bid-Ask Spread ein Indikator für fehlende Liquidität. Steigt er, muss auch von einer höheren Liquiditätsprämie ausgegangen werden. Der Bid-Ask Spread der Anleihen wurde von Datastream bezogen. Er wurde von Datastream jedoch erst im Juni 2009 eingeführt und steht somit für den Zeitraum vorher nicht zur Verfügung. Weiterhin wurde auch das Handelsvolumen der Anleihen von Datastream heruntergeladen. Für viele Anleihen gab es jedoch keine Informationen zu den Handelsvolumina, sodass davon abgesehen wurde, diese in der Untersuchung zu verwenden.

Da die Bid-Ask Spreads in Datastream erst 2009 eingeführt wurden, wird der Bid-Ask Spread außerdem gemäß der Idee von Roll (1984) geschätzt.

6.2.3.2 Schätzung des Bid-Ask Spreads nach Roll

Roll leitet für einen informationseffizienten Markt, in dem während des Betrachtungszeitraums keine neuen Informationen publik werden und in dem alle Transaktionen über den Marktpfleger ablaufen, die Wahrscheinlichkeiten für eine positive und eine negative Änderung des Marktpreises ab. So erhält er:

$$Cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) = \frac{-s^2}{4} . \quad (10)$$

Wobei s für den Bid-Ask Spread steht und p für den Marktpreis. Da es keine komplexen Bid-Ask Spreads gibt, folgt durch Umstellen der Schätzer:

$$\hat{s} = \begin{cases} 2\sqrt{-Cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1})}, & Cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) < 0 \\ 0, & Cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1}) \geq 0 \end{cases} . \quad (11)$$

Es existieren alternative Maßzahlen, mit denen die Liquidität geschätzt werden kann. Diese wurden jedoch nicht verwendet, sodass für eine ausführlichere Erläuterung der Schätzer auf „Measuring Liquidity in Bond Markets“ (Schestag, Schuster, & Uhrig-Homburg, 2013) verwiesen wird. Dort werden die gebräuchlichsten Schätzer außerdem miteinander verglichen, wobei das Vorgehen nach Roll gemäß Gleichung 11 gut abschneidet. Zur Schätzung werden jeweils die letzten 10 Marktpreise der jeweiligen Anleihe verwendet.

6.2.4 Indizes

Auch die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung hat Einfluss auf die zu zahlenden Prämien. Ist die wirtschaftliche Lage gut, so sinkt die Insolvenzgefahr der Unternehmen, wodurch auch die Risikoprämie sinken müsste. In Phasen des wirtschaftlichen Aufschwungs wird häufig mehr investiert. Es steigt also die Nachfrage nach Anleihen, wodurch die Preise der Anleihen steigen und die Effektivverzinsung sinken müsste. Da die Risikoprämie ein Teil der Effektivverzinsung ist, müsste auch dieser Mechanismus zu einer geringeren Risikoprämie führen. Die höhere Nachfrage nach Anleihen ermöglicht außerdem eine bessere Verteilung der Risiken unter den Investoren.

Um den Einfluss dieser Mechanismen abzufangen, wurden sektorspezifische Indizes verwendet. Die Anleihen wurden in die Supersektoren gemäß des Industry Classification Benchmark (ICB) eingeteilt.⁴ Dazu wurde die Industrieklassifikation von Datastream verwendet. Datastream unterteilt die Unternehmen in 199 Wirtschaftszweige. Jede dieser Wirtschaftszweige wurde mithilfe der Definitionen von Datastream und des ICB in 18 der 19 ICB-Supersektoren eingeteilt.⁵ Der Supersektor „Telecommunication“ wurde weggelassen, da kein Emittent diesem eindeutig zugewiesen werden konnte.

Die entsprechenden Supersektor-Indizes wurden von der STOXX AG über ihre Homepage bezogen. Dort werden historische Daten zu Supersektor-Indizes kostenlos zur Verfügung gestellt.⁶ Zusätzlich wurde zwischen US-amerikanischen und europäischen Emittenten unterschieden. Daher wurden die Supersektor-Indizes STOXX All Europe 800, STOXX Americas 1200 und STOXX Global 3000 heruntergeladen. Der amerikanische und der globale Index sind in US-Dollar und der europäische Index in Euro denominated. Zum ersten Tag der Untersuchung, dem 01.06.2007, werden alle Indizes auf 100 normiert. Es handelt sich um Total Return Indizes. Für die Emittenten innerhalb der USA wird der STOXX Americas 1200 verwendet. Trotz der Wechselkursproblematik wird dieser Index, wegen der wirtschaftlichen und geografischen Nähe der beiden Länder, auch bei kanadischen Emittenten verwendet. Für die europäischen Emittenten wird der STOXX All Europe 800 herangezogen. Für die Emittenten außerhalb von USA und Europa wird der STOXX Global 3000 genutzt. Weiterhin wurde von Datastream der MSCI-World Index in Euro und Dollar bezogen. Dieser wird für stark diversifizierte Emittenten verwendet, oder für solche, für die in Datastream keine Industrieklassifikation vorhanden war. Auch hier wird für US-amerikanische und nicht europäische Unternehmen der in US-Dollar und für europäische Unternehmen der in Euro denominated MSCI-World Index verwendet. Tabelle 1 fasst die Verwendung der Indizes zusammen.

⁴ Die Internetpräsenz von ICB war am 01.08.2014 unter <http://www.icbenchmark.com/> aufrufbar.

⁵ Die Definitionen der Supersektoren können unter http://www.icbenchmark.com/ICBDocs/Structure_Defs_English.pdf heruntergeladen werden. Aufgerufen am 01.08.2014.

⁶ Die historischen Supersektor-Indizes stehen unter der URL http://www.stoxx.com/data/historical/historical_sectors.html zur Verfügung. Aufgerufen am 01.08.2014.

Verwendung	Index	Denominiert in
Europa	STOXX All Europe 800	Euro
USA, Kanada	STOXX Americas 1200	US-Dollar
Alle anderen Regionen	STOXX Global 3000	US-Dollar
Stark diversifizierte Emittenten	MSCI-World	Euro für europäische Emittenten. Andernfalls US-Dollar

Tabelle 1: Verwendete Indizes

Die Verwendung von sektor- und regionsspezifischen Indizes ist vorteilhaft, weil Sektoren und Regionen sich unterschiedlich entwickeln können. Außerdem gibt es empirische Befunde, die nahelegen, dass sich die Credit-Spreads von Anleihen trotz identischer Ratings von Branche zu Branche unterscheiden (Longstaff & Schwartz, 1995, S. 803). Es ist davon auszugehen, dass dieser Unterschied sich je nach aktueller wirtschaftlicher Lage verändert, sodass er nicht vollständig durch Dummy-Variablen aufgefangen werden kann, die bei Verwendung des Fixed-Effects-Modell ohnehin hinfällig werden. Durch die sektorspezifischen Indizes kann somit ein größerer Anteil der auf den Sektor zurückzuführenden Variation kontrolliert werden. Weil die Auswirkung der wirtschaftlichen Lage je nach Sektor unterschiedlich sein kann, wird für jede Industrie ein Koeffizient geschätzt.

6.2.5 Modifizierte Duration

Anleihen sind einem systematischen Zinsrisiko ausgesetzt, da der Marktpreis einer Anleihe vom allgemeinen Zinsniveau abhängt. Steigt das Zinsniveau, so steigt auch der Kalkulationszinsfuß, sodass die zukünftigen Zahlungen an Wert verlieren. Da die Nominalzinsen sich nicht verändern, sinkt der Marktpreis der Anleihe.

Dieses Marktpreis-Risiko steigt mit der Laufzeit der Anleihe. Um die verzerrende Wirkung dieses Effektes zu reduzieren, wird die modifizierte Duration als Kontrollvariable in das Modell aufgenommen. Je höher die modifizierte Duration, desto sensibler reagiert der Marktpreis der Anleihe auf Zinsniveauänderungen (Fong & Fabozzi, 1985).

Die modifizierte Duration gibt an, wie der Wert einer Anleihe auf eine marginale Änderung des Zinsniveaus reagiert. Sie leitet sich aus der Duration ab, welche 1938 von Frederick H. Macaulay entwickelt wurde (1938, S. 44 ff). Die Duration D berechnet sich als mittlere Kapitalbindungsdauer über die Formel:

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{t Z_t}{(1+i)^t}}{\sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+i)^t}} . \quad (12)$$

Ein wesentlicher Nachteil der Duration ist, dass sie in Jahren gemessen wird. Praktischer wäre eine Kennzahl, die die relative Veränderung des Anleihekurses in Abhängigkeit einer Veränderung des Zinsniveaus angibt. Gesucht ist also die Elastizität des Anleihekurses vom Zinsniveau. Die modifizierte Duration D_{MD} liefert genau das:

$$D_{MD} = \frac{D}{1+i} . \quad (13)$$

Dabei ist i der aktuell herrschende Marktzins. Für die Herleitung, die hier nicht weiter diskutiert werden soll, müssen gewisse Annahmen getroffen werden. Dadurch ist die modifizierte Duration nur im Bereich kleiner Zinsniveauänderungen genau. Die modifizierte Duration wird in Datastream zur Verfügung gestellt, sodass keine eigene Berechnung notwendig ist. Eine modifizierte Duration von 5% würde bspw. bedeuten, dass eine Veränderung des Marktzinses um 1% eine entsprechende Kursänderung um 5% nach sich ziehen würde.

7 Methodik

7.1 Paneldaten

Bei den vorliegenden Daten handelt es sich um Paneldaten: Es werden unterschiedliche Anleihen untersucht, für die jeweils über einen gewissen Zeitraum Daten zur Verfügung stehen. In den folgenden Abschnitten werden einige Grundlagen zur Analyse von Paneldaten diskutiert. Diese sind weitestgehend dem Buch „Econometric Analysis of Panel Data“ entnommen (Baltagi, 2005) und dienen lediglich dazu, ein prinzipielles Verständnis der theoretischen Grundlagen zu vermitteln. So wird bspw. nicht auf unbalancierte Paneldaten eingegangen, obwohl der vorliegende Datensatz ein solcher ist. Von unbalancierten Paneldaten wird gesprochen, wenn nicht zu jedem Zeitpunkt für jedes Individuum Daten vorliegen.

Paneldaten sollten nicht wie Querschnittsdaten behandelt werden, da deutliche Korrelationen über die Zeit zu erwarten sind. Außerdem können unbeobachtete Individualeffekte Z_i auftreten. Solche Individualeffekte variieren von Anleihe zu Anleihe und sind über die Zeit konstant. Es gibt auch Effekte, die für alle Anleihen identisch sind, aber über die Zeit variieren. Diese werden W_t genannt.

Ein Beispiel für eine über die Beobachtungszeit weitestgehend konstante Variable ist der Markenwert eines Emittenten. Anleihen, die von einem markenstarken Unternehmen wie Coca Cola emittiert wurden, weisen vermutlich geringere Risikoprämien auf als andere Unternehmen. Die Markenwerte würden im Insolvenzfall den Verkaufswert des Unternehmens erhöhen und so die Fremdkapitalgeber vor Verluste schützen. Ohne dass in diesem Fall die Markenstärke beobachtet werden müsste, würden entsprechende Paneldatenmodelle diese Einflüsse kontrollieren und die Verzerrung der Ergebnisse reduzieren. Beispiele für über die Zeit variable und über alle Individuen konstante Einflüsse sind beliebige makroökonomische Daten oder politische Geschehnisse.

Im Vergleich zu einzelnen Zeit-Serien, die häufig durch starke Multikollinearität geprägt sind, führt die Betrachtung von mehreren Zeit-Serien in Form von Paneldaten zu einer deutlich höheren Variationsbreite der Daten und so zu einer Entschärfung des Problems der Multikollinearität. Es liegen insgesamt mehr Informationen und somit mehr Freiheitsgrade vor.

Das allgemeine Modell zu Paneldaten lautet

$$Y_{i,t} = C_{0,i,t} + C_{1,i,t}X_{1,i,t} + \dots + C_{K,i,t}X_{K,i,t} + u_{i,t} \\ i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T. \quad (14)$$

Dabei ist i der Index für die Anleihen und t der Zeitindex. K ist die Anzahl der erklärenden Variablen. Y sind die zu erklärenden Variablen, X die erklärenden Variablen und C die zu schätzenden Koeffizienten.

Für den Fehlerterm $u_{i,t}$ werden verschiedene Ansätze gemacht. Der allgemeine Ansatz lautet:

$$u_{i,t} = \mu_i + \lambda_t + v_{i,t}. \quad (15)$$

Die nicht beobachtbaren individuellen Effekte Z_i werden über die Variable μ_i aufgefangen und die Effekte W_t über λ_t . Das eigentliche Rauschen wird somit durch $v_{i,t}$ repräsentiert. Das Kontrollieren auf W_t würde viel Rechenleistung erfordern. Außerdem müsste ein erheblicher Teil dieser Effekte bereits durch die Sektorindizes erklärt werden können. Daher werden im Folgenden nur die über die Zeit konstanten Effekte Z_i beachtet, sodass λ_t wegfällt. Baltagi (2005) diskutiert beide Fälle ausführlich.

Das Modell kann in Vektorform auch zu

$$\underline{Y} = C_0 \underline{1} + \underline{X} \underline{C} + \underline{u} \quad (16)$$

umgeformt werden. Dabei ist $\underline{Y} \in \mathbb{R}^{NT \times 1}$, $\underline{X} \in \mathbb{R}^{NT \times K}$, $\underline{C} \in \mathbb{R}^{K \times 1}$ und $\underline{1}$ ein mit Einsen gefüllter Vektor passender Dimension. \underline{u} ist der Vektor der Störterme.

Wie an den für jede Anleihe konstanten Regressionskoeffizienten erkennbar ist, wird der Einfluss der erklärenden Variablen im Modell als konstant für alle Anleihen und über die Zeit angenommen. Dies ist problematisch, da es sein könnte, dass bspw. der Einfluss der ESG-Faktoren in Krisenzeiten ein anderer ist, als in einer normal anmutenden Phase. Auch könnten ESG-Faktoren von den Investoren je nach Unternehmen als wichtiger oder weniger wichtig eingestuft werden. Solche Vereinfachungen sind jedoch unumgänglich und müssen bei jeder Regression getroffen werden.

Bei Paneldaten können die Koeffizienten über die Zeit oder über die Individuen auch variiert werden. Durch eine Variation der Koeffizienten über die Zeit kann untersucht werden, ob z.B. der Einfluss von ESG-Faktoren sich mit der Zeit geändert hat. So könnte das steigende Bewusstsein der Menschen für die Umweltproblematik dazu geführt haben, dass E-Faktoren heute einen größeren Einfluss haben als in der Vergangenheit. Andererseits besteht auch die Möglichkeit zu untersuchen, ob ESG-Faktoren für unterschiedliche Anleihen unterschiedlich relevant sind. Solche Regressionen werden nicht vorgenommen, da sie nicht standardmäßig in Gretl implementiert sind und viel Rechenaufwand erfordern würden.

Die Vereinfachung konstanter Koeffizienten über die Zeit oder über die Individuen zu treffen, ist nicht immer gerechtfertigt. Daher wurden statistische Tests entwickelt, die darauf zugeschnitten sind, diese Annahmen zu überprüfen (Baltagi, 2005, S. 59 ff). Im Wesentlichen handelt es sich dabei um erweiterte Chow-Tests, mit denen die Nullhypothese getestet wird, dass entweder $C_i = C \forall i$ oder $C_t = C \forall t$.

Je nach Annahme über den Fehlerterm $u_{i,t}$ wird zwischen Fixed-Effects-Modell und Random-Effects-Modell unterschieden. Die jeweiligen Unterschiede werden in den folgenden beiden Abschnitten kurz erläutert. Im Anschluss wird der Hausman-Test diskutiert, der als Entscheidungshilfe für die Auswahl des Modells herangezogen wird.

7.2 Fixed-Effects-Modell

Beim Fixed-Effects-Modell wird gestattet, dass die erklärenden Variablen mit den unbeobachteten, individuellen und zeitkonstanten Effekten korreliert sind. μ_i entspricht

dann den zu schätzenden Konstanten, während $v_{i,t}$ als unabhängig und identisch verteilt mit Erwartungswert Null und fester Varianz $\sigma_{v,i}^2$ angenommen wird.

Dann folgt für das Regressionsmodell

$$\underline{Y} = C_0 \underline{1} + \underline{X} \underline{C} + \underline{Z} \underline{\mu} + \underline{v}. \quad (17)$$

Die Matrix $\underline{Z} \in \mathbb{R}^{NT \times NT}$ enthält eine Dummy-Variable für jedes Individuum und blendet immer nur die Konstante μ des gerade im Fokus stehenden Individuums ein. Eine Möglichkeit, die Koeffizienten zu schätzen, ist der OLS-Schätzer. Im Vergleich zur gepoolten OLS-Schätzung müssen $N - 1$ zusätzliche Konstanten geschätzt werden. Dies kann bei großem N die Anzahl Freiheitsgrade in der Regression stark reduzieren und das Problem der Multikollinearität der Regressoren verstärken. Außerdem ist der einfache OLS-Schätzer wegen der Korrelation zwischen den erklärenden Variablen und der unbeobachteten individuellen Heterogenität nicht konsistent. Abhilfe schafft der Within-Schätzer, bei dem die über die Zeit konstante individuelle Heterogenität von jeder Beobachtung abgezogen wird, woraufhin eine OLS-Schätzung des transformierten Modells durchgeführt wird. Dies führt zu einem konsistenten Schätzer, bei dem es jedoch nicht möglich ist, zeitinvariante, erklärende Variablen zu verwenden, da diese durch die Transformation aus der Schätzgleichung entfernt wurden.

7.3 Random-Effects-Modell

Wird neben $v_{i,t}$ auch $\mu_{i,t}$ als identisch verteilt mit Erwartungswert Null und fester Varianz $\sigma_{u,i}^2$ angenommen, so liegen die Voraussetzungen für das Random-Effects-Modell vor. Diese Spezifikation ist für Datensätze geeignet, bei denen N besonders groß ist, da anders als beim Fixed-Effects-Modell bei größer werdendem N keine Freiheitsgrade verloren gehen. Da der Fehlerterm mit den erklärenden Variablen nicht korreliert ist, ist der OLS-Schätzer in diesem Modell konsistent. Die Anforderung des Satzes von Gauß-Markow, dass die Fehler nicht miteinander korrelieren, ist in der Regel aber nicht erfüllt, da zumindest die Fehler eines Individuums über die Zeit miteinander korrelieren werden. Somit ist der OLS-Schätzer für Random-Effects-Modelle nicht notwendigerweise effizient, das heißt, er weist nicht notwendigerweise die minimale Varianz auf.

Für das Random-Effects-Modell gibt es daher andere Schätzer, auf die aber nicht im Detail eingegangen werden soll. Zu diesen Schätzern gehört bspw. der Random-Effects-

Schätzer, der auf einer GLS-Schätzung basiert. Die Idee dahinter ist, erst die Varianz-Kovarianz-Matrix mithilfe des konsistenten OLS-Schätzers zu schätzen, dann das Modell zu transformieren und das transformierte Modell zu guter Letzt wieder mit dem OLS-Schätzer zu berechnen.

Ein weiterer Schätzer für Random-Effects-Modelle ist der Between-Schätzer. Bei diesem werden für jedes Individuum die Mittelwerte über die Zeit gebildet und anschließend eine OLS-Schätzung mit diesen Mittelwerten durchgeführt.

7.4 Hausman-Test

Ob das Fixed-Effects-Modell oder das Random-Effects-Modell besser geeignet ist, hängt somit davon ab, ob die individuelle Heterogenität mit den anderen erklärenden Variablen korreliert ist. Ist dies der Fall, so ist das Fixed-Effects-Modell konsistent und das Random-Effects-Modell nicht. Wenn die individuelle Heterogenität nicht mit den erklärenden Variablen korreliert, sind beide Modelle konsistent. Allerdings ist dann das Random-Effects-Modell effizienter.

Eine Entscheidungshilfe, welches Modell für das vorliegende Problem besser geeignet ist, liefert der Test von Hausman (1978). Die Idee hinter dem Hausman-Test ist, $\hat{\beta}_{GLS}$ und $\hat{\beta}_{Within}$ miteinander zu vergleichen. Der GLS-Schätzer ist nur konsistent, wenn der Fehlerterm mit den erklärenden Variablen unkorreliert ist. Der Within-Schätzer ist hingegen in jedem Fall konsistent. Je größer die Differenz zwischen $\hat{\beta}_{GLS}$ und $\hat{\beta}_{Within}$ ist, desto wahrscheinlicher ist es, dass der Fehlerterm mit den erklärenden Variablen korreliert ist und somit ein Fixed-Effects-Problem vorliegt. Für die exakte Teststatistik und eine tiefergehende Diskussion des Hausman-Tests sei erneut auf Baltagi (2005) verwiesen.

Weil das Fixed-Effects-Modell immer konsistent ist, werden immer die Ergebnisse dieses Modells angegeben. Spricht der Hausman-Test für das Random-Effects-Modell und liefert dieses Ergebnisse, die zu einer anderen Interpretation führen könnten, wird dies im Text diskutiert.

7.5 Ereignisstudie

Womöglich ist eine Ereignisstudie besser als die Paneldatenmodelle dazu geeignet, einen möglichen Zusammenhang zwischen CSP und Risikoprämie zu untersuchen, da die ESG-Ratings maximal alle paar Monate aktualisiert werden. Wird ein neues ESG-Rating publiziert, so wird die Information vom Markt aufgenommen und die Marktpreise passen sich dementsprechend an. Je nach Effizienz des Marktes ist nach kurzer Zeit keine Veränderung mehr aufgrund des ESG-Ratings zu erwarten. Die Berücksichtigung all der Zeit, in der keinerlei Änderung in der ESG-Bewertung vorkommt, könnte die Ergebnisse erheblich beeinträchtigen. Vor allem, weil auch andere für die Regression verwendeten Informationen nicht immer aktuell sein müssen. Insbesondere nicht aktuelle Kreditratings könnten die Ergebnisse der Regressionen erheblich beeinträchtigen.

Zum Überprüfen, ob ein solcher Ansatz erfolgsversprechend ist, lässt sich in einfacher Weise das Fixed-Effects-Modell verwenden. Statt wie bisher eine Anleihe als ein Individuum zu betrachten, wird für jede Änderung des ESG-Ratings eine das Datum der Änderung umspannende Zeitreihe definiert, die als ein Individuum interpretiert wird. Somit wird für jede dieser Zeitreihen eine Konstante geschätzt. Weiterhin wird nicht das normale ESG-Rating als erklärende Variable verwendet. Stattdessen wird die erklärende Variable vor Änderung des Ratings als Null angenommen und nach Änderung des Ratings als die Differenz zwischen den Ratings vor und nach der Änderung. Aufgrund der relativ kurzen Zeitspanne und der Schätzung der Konstanten, sind andere erklärende Variablen nicht notwendig. Trotzdem wird sichergestellt, dass kein neues Kreditrating in der jeweiligen Zeitspanne publiziert wurde. Weitere Bereinigungen des Datensatzes werden allerdings nicht vorgenommen.

Bei Verwendung der ASSET4-Daten basiert diese Vorgehensweise auf der Annahme, dass das Datum, an dem sich die ESG-Ratings ändern, auch das Datum ist, an dem diese Ratings publiziert wurden. Andernfalls würde das Publikationsdatum mit dem in der Untersuchung angesetzten Datum nicht übereinstimmen. Dann dürfte auch kein Effekt festzustellen sein. Diese Annahme konnte nicht überprüft werden.

Sollte sich bei Verwendung der ASSET4-Daten daher keine für die Hypothesen sprechenden Ergebnisse ableiten lassen, sollte die Vorgehensweise mithilfe der Publikationstermine der SAM Yearbooks und der CR Blacklists wiederholt werden. Problematisch könnte bei Verwendung dieser Daten allerdings sein, dass viele Ereignisse am

gleichen Tag stattfinden. Da es nur eine begrenzte Anzahl Investoren geben kann, die sich für die CSP der Emittenten interessieren, verteilt sich ihr Interesse bei dem Ereignis auf eine große Anzahl an Unternehmen, sodass der Effekt pro Unternehmen wahrscheinlich geringer ausfällt.

Da unklar ist, wie lange der Markt benötigt, um die neuen Informationen zu berücksichtigen, werden zwei unterschiedliche Zeitspannen untersucht. Eine soll 5 Tage lang sein und die andere 13. Bei der 5 Tage langen Zeitspanne sinkt die Zahl der Freiheitsgrade erheblich. Andererseits werden andere nicht kontrollierte Einflüsse unwahrscheinlicher. Das Ereignis wird in beiden Fällen in die Mitte der Zeitspanne gelegt.

8 Empirische Untersuchung

8.1 Datensatz

Bei der Erhebung der Daten wurde folgenderweise vorgegangen. Als erstes wurden alle Unternehmen, die seit 2008 in den Yearbooks von SAM gelistet waren, in den Datensatz aufgenommen. Dies waren 701 Unternehmen.

Dann wurden die Unternehmen in den Datensatz aufgenommen, die der norwegische Staatsfonds von seinen Investitionen ausgeschlossen hat. Dies waren 69 Unternehmen, von denen 54 nicht bereits von SAM ausgezeichnet wurden. Dass es sowohl Unternehmen gibt, die von SAM als besonders nachhaltig gelobt werden und gleichzeitig vom norwegischen Staatsfonds aus ethischen Gründen ausgeschlossen werden, ist kein Widerspruch, da SAM die besten Unternehmen aus einem Sektor hervorhebt, während der norwegische Staatsfonds ganze Sektoren ausschließt.

In einem dritten Schritt wurden alle Unternehmen dem Datensatz hinzugefügt, die in den Blacklists des Corporate Responsibility Magazine gelistet waren. Dies waren 91 Unternehmen, von denen 90 noch nicht im Datensatz vertreten waren.

Weil bislang nur entweder Unternehmen mit besonders guter oder mit besonders schlechter ESG-Performance im Datensatz vertreten waren, wurden alle noch nicht vertretenen Unternehmen des S&P-500 hinzugefügt. Dies waren 366 Unternehmen. Da der S&P-500 nur amerikanische Unternehmen führt, wurden weitere 94 im Datensatz noch nicht vertretene europäische Unternehmen aus dem Index Fortune 2000 hinzugefügt.

Insgesamt ergab sich so ein Datensatz von 1305 Unternehmen. Zu diesen Unternehmen wurden auf www.Finanzen.net Straight-Bonds und Zero-Bonds gesucht. Zu 474 Unternehmen waren keine Anleihen aufgeführt, sodass diese Unternehmen aussortiert wurden. Wurden mehr als 30 Anleihen von einem Unternehmen emittiert, so wurden nur die ersten 30 aufgeführten Anleihen in den Datensatz aufgenommen. Bei 10 Unternehmen hat es im Beobachtungszeitraum große M&A-Transaktionen gegeben, weshalb diese auch aussortiert wurden. Zu den übrigen 821 Unternehmen wurden insgesamt 6998 Anleihen gefunden. Von diesen wurden 2 aussortiert, weil Datastream sie weder als Straight-Bond noch als Zero-Bond identifizierte. Bei weiteren 39 Anleihen war der Issuer-Type laut Datastream kein Unternehmen. Auch diese Anleihen wurden sicherheitshalber aussortiert. Weitere 83 Anleihen wurden von Datastream als ewige Anleihen klassifiziert und daher aus dem Datensatz entfernt. Zu 602 Anleihen gab es keine Ratings von S&P, Moody, Fitch oder DBRS, sodass auch diese aus der Untersuchung ausgeschlossen wurden. Zu 465 Anleihen gab es keine von Datastream bereitgestellten Spreads über dem Benchmark und zu 40 Anleihen fehlten Informationen bezüglich des Geld- und des Briefkurses. Bei weiteren 7 Anleihen war der Anfang der Verzinsung und das Ausgabedatum der Anleihe mehr als ein Tag voneinander entfernt und bei 852 Anleihen war das Rückzahlungsdatum nach 2030. Diese Anleihen wurden ebenfalls aussortiert. Insgesamt bleiben somit 4.908 Anleihen im Datensatz.

Von diesen haben 4.768 ASSET4 ESG Ratings und 2.207 gehören zu Emittenten, die irgendwann im SAM-Yearbook aufgeführt wurden. 159 Anleihen gehören zu Emittenten, die in einer CR Blacklist standen und weitere 233 stammen von Unternehmen, in die der norwegische Staatsfonds nicht investiert.

8.2 Zeitliche Mittelwerte der Variablen

Bei der Untersuchung könnten Trends die Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Regressionen für unterschiedliche Zeitperioden erschweren. Außerdem könnten bei der Datenerhebung Verzerrungen im Datensatz entstanden sein. Abbildung 2 zeigt daher den zeitlichen Verlauf der Mittelwerte der Variablen, ausgenommen sind die Indizes. Auffällig bei der Risikoprämie ist sogleich die Phase zwischen Mitte 2008 und Mitte 2009. In dieser Phase steigt die Risikoprämie dramatisch an, was auf die Finanzkrise zurückzuführen ist. Erstaunlicherweise ist bei der Ausfallprämie kaum ein Anstieg zu erkennen.

Eine mögliche Erklärung wäre, dass die Ratingagenturen ihre Ratings nicht ausreichend schnell angepasst haben. Außerdem werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten bei der Schätzung mit dem Mittelwertansatz für Krisenphasen unterschätzt. Wahrscheinlich hat aber auch die Art der Datenerhebung mit dem nur geringen Ausschlag der Ausfallprämie zu tun.

Um die ISINs der Anleihen zu erhalten, wurde auf www.Financen.net nach den vorher über Listen identifizierten Unternehmen gesucht. Dort wurden dann die 30 Anleihen des Unternehmens in den Datensatz aufgenommen, die als erste aufgeführt waren. Hatte das Unternehmen seit der Publikation der Liste aufgehört zu existieren, so waren offensichtlich auch keine Anleihen mehr aufgeführt. Es werden also nur Anleihen verwendet, die zur Zeit der Datenerhebung noch an der Börse geführt wurden. Dies hat schlussendlich zur Folge, dass im Datensatz keine Unternehmen vertreten sind, die ihre Tätigkeit aufgrund einer Insolvenz haben einstellen müssen. Somit ist der Datensatz verzerrt und der fehlende Anstieg der Ausfallprämie während der Finanzkrise lässt sich womöglich damit erklären, dass die Ratingagenturen im Mittel sehr gut eingeschätzt haben, welches Unternehmen ausfallgefährdet ist und welches nicht. Dem Markt ist dies nicht so gut gelungen, sonst wäre die Risikoprämie nicht in diesem Ausmaß angestiegen.

Zum Teil kann der Anstieg der Risikoprämie aber auch mit der fehlenden Liquidität erklärt werden, die an der deutlichen Bewegung der Bid-Ask Spread Schätzung nach Roll erkennbar ist, auch wenn die Schätzung, wie ein Vergleich mit dem von Datastream bezogenen Bid-Ask Spread zeigt, nicht zufriedenstellend ist. Dass die Schätzung des Bid-Ask Spreads im Mittel so viel kleiner ist als der tatsächliche Spread, liegt an den Modellannahmen bei der Herleitung des Schätzers, die in Kapitel 6.2.3.2 diskutiert wurden. Der Schätzer ist nur ungleich Null, wenn die Autokorrelation der Anleihen negativ ist. In der Praxis sind Marktpreise aber eher positiv autokorreliert.

Dass dies auch für diesen Datensatz zutrifft, lässt sich an den Durbin-Watson-Statistiken erkennen, die in den Regressionen im nächsten Kapitel dargestellt werden. Somit wird der Bid-Ask Spread häufig fälschlicherweise zu Null geschätzt. Diese vielen Nullen führen zu einem kleineren Mittelwert. Die Peaks im geschätzten Spread entstehen, wenn tatsächlich für die meisten Anleihen eine negative Autokorrelation vorliegt.

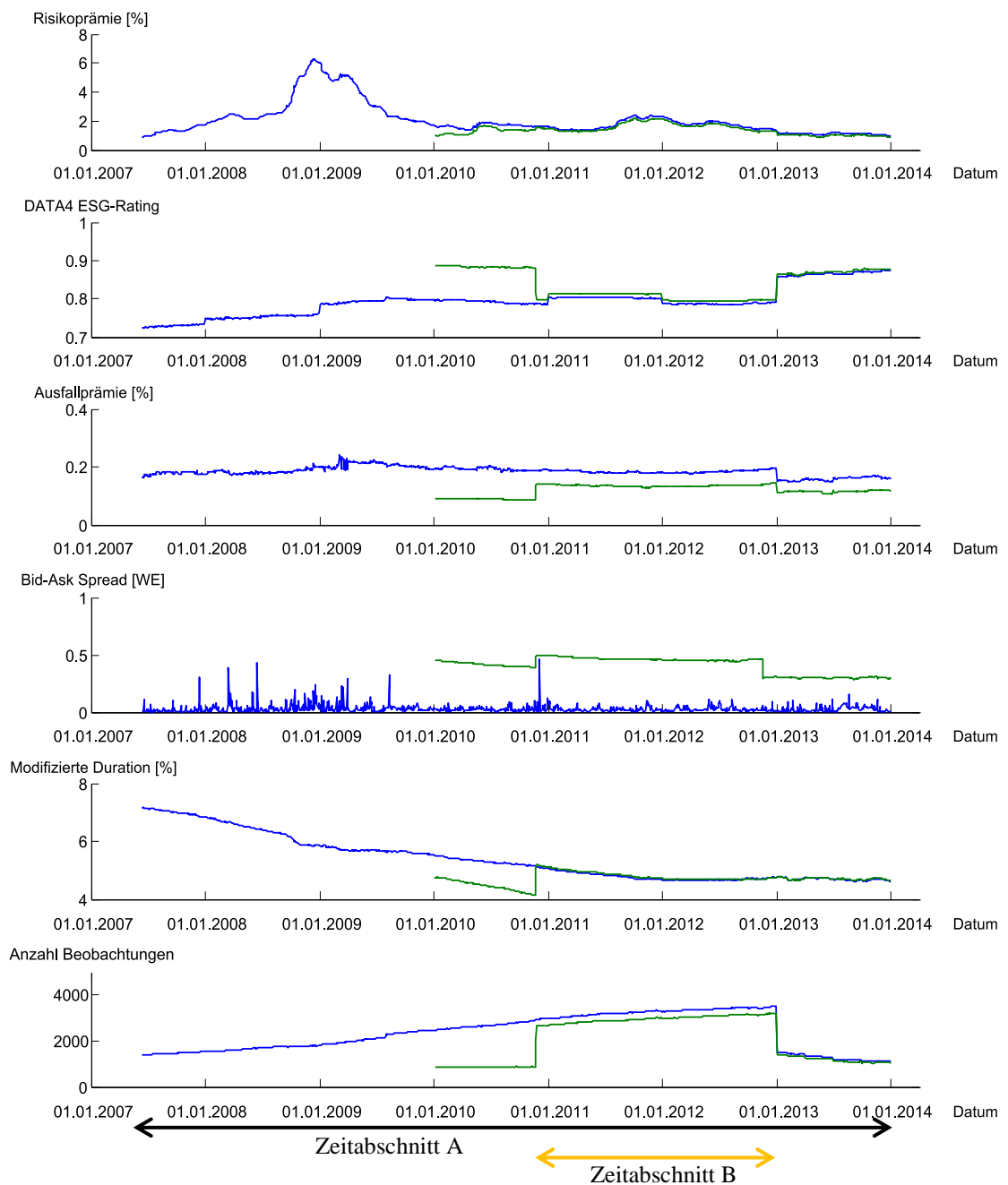


Abbildung 2: Mittelwerte der Variablen über die Zeit

(Quelle: Eigene Darstellung)

— Roll
— Datastream
WE = Währungseinheit

Auch der Abfall der modifizierten Duration lässt sich mit der Datenerhebung erklären. Da nur solche Anleihen aufgenommen wurden, die zum Zeitpunkt der Datenerhebung an einer Börse gelistet waren, werden als direkte Schlussfolgerung nur solche betrachtet, die nach der Zeit der Datenerhebung zurückgezahlt werden. Somit haben die Anleihen, die bereits 2007 im Datensatz vorhanden sind, eine Laufzeit von mindestens 7 Jah-

ren. Anleihen aus dem Jahr 2013 haben lediglich noch eine Mindestlaufzeit von einem Jahr. Gleichzeitig wurden nur Anleihen berücksichtigt, die bis 2030 zurückgekauft werden sollen, sodass nicht nur die minimale Laufzeit, sondern auch die maximale Laufzeit mit der Zeit abnimmt. Nimmt die Laufzeit einer Anleihe ab, so sinkt auch die Duration. Bei der den Umständen geschuldeten Vorgehensweise der Datenerhebung ist es ganz natürlich, dass die Duration über die Zeit abfällt und die Anzahl der Beobachtungen ansteigt.

Wird die unterste Kurve in Abbildung 2 betrachtet, so wird deutlich, dass bei Einführung des Bid-Ask Spreads in Datastream im Juli 2009 noch nicht viele Anleihen abgedeckt waren. Erst 2010 ist die Abdeckung durch Datastream groß genug, dass zu einzelnen im Datensatz geführten Anleihen der Bid-Ask Spread zur Verfügung steht. Eine gute Abdeckung entsteht jedoch erst Ende 2010. Dann steigt die Anzahl der Beobachtungen bei Einbeziehung des Bid-Ask Spreads von Datastream sprunghaft an. Auch wenn der Vergleich der Bid-Ask Spread Kurven gegen die Verwendung der Schätzung nach Roll spricht, gibt es in dieser Arbeit keine Alternative, da die Bid-Ask Spread von Datastream nur für einen Bruchteil der Beobachtungszeit zur Verfügung stehen.

Trotzdem ist der späten Einführung des Bid-Ask Spreads durch Datastream auch Gutes abzugewinnen. Die abrupte Änderung der Anzahl der Beobachtungen Ende 2010 führt auch zu Sprüngen in den Graphen zum ESG-Rating, zur Ausfallprämie, zum Bid-Ask Spread und zur modifizierten Duration. Bei der Risikoprämie ist ein solcher Sprung nicht festzustellen. Die Sprünge legen die Schlussfolgerung nahe, dass ein niedrigeres ESG-Rating mit einer höheren Ausfallprämie, einer höheren Illiquidität und einer höheren Duration zusammenhängen. Dies würde dafür sprechen, dass CSP von den Ratingagenturen bei Bestimmung der Ausfallwahrscheinlichkeit berücksichtigt wird. Auch die Schlussfolgerung, dass Anleihen mit schlechter CSP seltener gehandelt werden, ist möglich.

Der Anstieg der modifizierten Duration macht eine eindeutige Schlussfolgerung jedoch unmöglich. Die höhere Duration könnte den Anstieg der Ausfallprämie und des Bid-Ask Spreads ebenfalls erklären, da eine längere Laufzeit bei gleichem Rating wegen der mit der Zeit steigenden Ausfallwahrscheinlichkeit eine höhere Ausfallprämie nach sich zieht. Außerdem werden lang laufende Anleihen vermutlich häufiger gekauft, ohne dass die Intention besteht sie zu handeln. Somit lassen sich die Effekte nicht klar trennen, sodass eine weitere Untersuchung unabdingbar ist. Es bleibt vor allem die Beobachtung,

dass die Risikoprämie sich kaum verändert, obwohl die Sprünge aller erklärenden Variablen für einen Anstieg der Risikoprämie sprechen.

Auch zum Jahreswechsel von 2012 auf 2013 ändert sich die Anzahl der Beobachtungen sprunghaft. Dies liegt an den ASSET4 ESG-Ratings, die ab diesem Zeitpunkt für deutlich weniger Unternehmen vorliegen. Vielleicht ist die Erhebung der ESG-Ratings so aufwendig, dass sie mit einer zeitlichen Verzögerung in Datastream publiziert werden. Am 12.12.2012 liegen für 711 von 821 Unternehmen ESG-Ratings vor. Am 01.01.2013 sind es nur noch 241 Unternehmen, für die Ratings vorliegen und Ende 2013 sogar nur noch 133. Ab dem 01.01.2014 gibt es kein einziges Unternehmen mit ESG-Rating mehr. Dies zeigt sich in der Abbildung am vorzeitigen Abbrechen der Kurven. Möglicherweise werden die ESG-Ratings der einfach zu bewertenden Unternehmen als erstes publiziert. Wahrscheinlich sind dies solche Unternehmen, die eine gute ESG-Performance aufweisen, wodurch sich auch der positive Sprung der ESG-Ratings erklären ließe. Die nicht eingezeichneten Mittelwerte des gesamten Datensatzes weisen keinerlei abrupte Änderungen auf.

Beim Sprung am 01.01.2013 ändert sich die modifizierte Duration nicht. Hier können die Effekte daher besser auseinandergehalten werden. Der Anstieg der ESG-Ratings geht mit einem Abfall der Ausfallprämie und einem leichten Abfall der Risikoprämie einher. Hier scheint es, als würden Ratingagenturen die CSP berücksichtigen und als hätten Anleihen von Unternehmen mit hoher CSP geringere Risikoprämien.

Ein besonders hervorzuhebender Trend ist der kontinuierliche Anstieg der durchschnittlichen ASSET4 ESG-Wertung der Unternehmen, der in Abbildung 2 erkennbar ist. Selbst wenn der Sprung zum Jahreswechsel von 2012 auf 2013 unberücksichtigt bleibt, steigt das ESG-Rating im Laufe von sechs Jahren von 0,725 auf 0,8 an. Nicht klar ist, ob diese Änderung auf einer tatsächlichen Verbesserung der ESG-Performance der Unternehmen gründet, oder ob es andere Erklärungen gibt. Womöglich berichten die Unternehmen heute besser über ihre Maßnahmen zur Erhöhung der CSP, wodurch sich bei gleicher CSP trotzdem ein höheres Rating ergeben könnte. Auch eine solche nur scheinbare Verbesserung der CSP könnte sich negativ auf die Risikoprämie auswirken. Vielleicht würde eine solche Entwicklung aber auch von den Investoren durchschaut und die Ratings würden mit der Zeit weniger ernst genommen.

Im nächsten Kapitel werden zur Untersuchung der Hypothesen zwei Zeitabschnitte unterschieden. Der erste Zeitabschnitt umfasst den kompletten Datensatz. Bei den sich auf diese Periode beziehenden Regressionen wird der Bid-Ask Spread anhand der Methode von Roll geschätzt. Die zweite Periode wurde anhand von Abbildung 2 gewählt. Sie beginnt am 24.11.2010 und endet am 31.12.2012. Somit beinhaltet diese Periode weder die Finanzkrise noch eine sich über die Zeit sprunghaft ändernde Anzahl an Beobachtungen. Die erste Zeitspanne wird „A“ genannt und die zweite „B“.

Eigentlich müssten die Regressionen, die sich auf Zeitabschnitt B beziehen, die zuverlässigeren Ergebnisse liefern. Dagegen könnte sprechen, dass eine hohe CSP sich vor allem langfristig auszahlen könnte. Daher könnte sich die CSP stärker auf Anleihen mit längerer Duration auswirken. Trotzdem ist es nur schwer vorstellbar, dass die Regressionen auf Periode A denen von Periode B vorzuziehen ist. Im Idealfall sollte der Zusammenhang bei beiden Perioden festgestellt werden.

8.3 Ergebnisse

Die folgenden Ergebnisse wurden mit Gretl berechnet. Es werden alle in Kapitel 5 aufgestellten Hypothesen getestet. Dafür werden für die Zeitabschnitte A und B das Fixed-Effects-Modell verwendet. Die Ergebnisse des Random-Effects-Modells werden nicht dargestellt. Sollte der Hausman-Test für das Random-Effects-Modell sprechen und sollte sich bei seiner Berechnung Ergebnisse ergeben haben, die die Interpretation beeinflussen, wird im Text darauf eingegangen.

Es werden Standardfehler berechnet, die sowohl bezüglich Heteroskedastizität und Autokorrelation konsistent sind (HAC). Dies ist notwendig, da die Durbin-Watson-Statistiken eine positive Autokorrelation nahelegen und die Ergebnisse der White-Tests für Heteroskedastizität sprechen.

Die Konstante im Fixed-Effects-Modell ist gemäß der STATA-Konvention der Mittelwert aller geschätzten Konstanten für die individuelle Heterogenität.

Die Fragen aus Kapitel 5 werden wiederholt und anschließend untersucht.

Frage 1: Senkt eine gute CSP des Emittenten die Risikoprämie?

Um diese grundlegende Fragestellung zu testen, kann der gesamte Datensatz verwendet werden. Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Regression für Zeitabschnitt A. Laut Haus-

man-Test wird die Nullhypothese eines konsistenten GLS-Schätzers verworfen. Somit ist das Fixed-Effects-Modell dem Random-Effects-Modell vorzuziehen.

Von den 4.908 Anleihen im Datensatz werden aufgrund von Ausreißern und fehlenden Informationen bezüglich der erklärenden Variablen weitere 1.211 Anleihen für diese Regression aussortiert. Es werden nur Risiko- und Ausfallprämien zwischen -10% und 25% zugelassen. Der Grund für das Wegfallen der meisten Anleihen ist das Fehlen der ASSET4-Daten.

Es fließen also 3.697 Anleihen in die Regression ein. Zu diesen Anleihen liegen fast drei Millionen Beobachtungen vor. Alle Koeffizienten sind statistisch signifikant. Die Vorzeichen sind so wie erwartet. Ein höheres ESG-Rating von Thomson Reuters ist mit einer niedrigeren Risikoprämie korreliert. Hier sei nochmal erinnert, dass das ESG-Rating zwischen null und eins liegt. Der Koeffizient besagt somit, dass ein Unternehmen mit einem perfekten ESG-Rating im Durchschnitt 0,6 Prozentpunkte weniger zahlt, als ein Unternehmen, dass ein Rating von 0 hat. Auch das Vorzeichen der Ausfallprämie entspricht den Erwartungen. Je höher die Ausfallprämie ist, desto höher ist auch die zu zahlende Risikoprämie. Allerdings erscheint der entsprechende Koeffizient ziemlich klein und wird statistisch als insignifikant angesehen. Dabei sollte der Theorie zufolge gerade die Ausfallprämie besonders wichtig sein. Auch das Vorzeichen der Bid-Ask Schätzung nach Roll stimmt mit den Erwartungen überein. Steigt die Illiquidität und somit der Bid-Ask Spread an, wird eine höhere Risikoprämie fällig.

Auch eine höhere modifizierte Duration bedeutet ein höheres Risiko, sodass das positive Vorzeichen auch hier mit der Theorie im Einklang steht.

Bei den Indizes wurden im Vorhinein negative Vorzeichen erwartet. Dies trifft in der Regression zu. Außerdem werden alle Koeffizienten als statistisch hoch signifikant beurteilt. Der Einfluss der Sektorindizes ist erheblich. Im Sektor Automobiles & Parts würde bspw. eine Erhöhung des entsprechenden Indexes um einen Punkt eine durchschnittliche Absenkung der Risikoprämie um 5,6 Basispunkte entsprechen. Weil die Indizes immer größer Null sind, erklären die negativen Sektorkoeffizienten auch, dass der Koeffizient der Konstanten deutlich größer ist, als der Mittelwert der abhängigen Variablen.

Anleihen: 3.697

Beobachtungen: 2.926.662

Mittel d. abh. Var.: 2,0105

Stdabw. d. abh. Var.: 1,7287

	Pooled OLS			Fixed Effects		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
<i>Const</i>	5,7883	0,1450	***	5,5024	0,2043	***
<i>ASSET4 ESG-Data</i>	-1,9482	0,1085	***	-0,6039	0,1745	***
<i>Ausfallprämie</i>	1,4621	0,1578	***	0,0153	0,1308	
<i>Bid-Ask Spread nach Roll</i>	0,0263	0,0044	***	0,0162	0,0031	***
<i>Modifizierte Duration</i>	0,0597	0,0065	***	0,1054	0,0155	***
<i>Supersektor-Indizes:</i>						
<i>Automobiles & Parts</i>	-0,0306	0,0013	***	-0,0559	0,0045	***
<i>Banks</i>	-0,0437	0,0017	***	-0,0805	0,0042	***
<i>Basic Resources</i>	-0,0310	0,0013	***	-0,0405	0,0036	***
<i>Chemicals</i>	-0,0266	0,0008	***	-0,0230	0,0019	***
<i>Construction & Materials</i>	-0,0340	0,0020	***	-0,0862	0,0046	***
<i>Financial Services</i>	-0,0292	0,0015	***	-0,0678	0,0065	***
<i>Food & Beverage</i>	-0,0440	0,0012	***	-0,0243	0,0019	***
<i>Health Care</i>	-0,0373	0,0011	***	-0,0258	0,0035	***
<i>Indust. Goods & Services</i>	-0,0356	0,0010	***	-0,0411	0,0022	***
<i>Insurance</i>	-0,0401	0,0017	***	-0,0748	0,0044	***
<i>Media</i>	-0,0378	0,0014	***	-0,0433	0,0068	***
<i>Oil & Gas</i>	-0,0345	0,0011	***	-0,0450	0,0024	***
<i>Personal & Household Gds.</i>	-0,0251	0,0012	***	-0,0298	0,0033	***
<i>Retail</i>	-0,0293	0,0009	***	-0,0381	0,0028	***
<i>Technology</i>	-0,0346	0,0012	***	-0,0413	0,0029	***
<i>Travel & Leisure</i>	-0,0305	0,0009	***	-0,0359	0,0030	***
<i>Utilities</i>	-0,0401	0,0012	***	-0,0321	0,0014	***
<i>Real Estate</i>	-0,0348	0,0013	***	-0,1103	0,0044	***
Model Spezifikations-Tests						
R^2	$R^2 = 0,2994$			$R^2 = 0,6041$		
R^2 (korr/within)	R^2 (korr) = 0,2994			R^2 (within) = 0,2740		
Hausman-Test:	-			F = 11.523***		
F-Statistik:	F = 56.850,3***			F = 54.412,3***		
Durbin-Watson:	d = 0,0111			d = 0,0203		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 2: Zeitabschnitt A, ASSET4 Ratings, Roll

Insgesamt erklärt das Modell mit einem R^2 von 0,6041 bereits einen beträchtlichen Teil der Variation der zu erklärenden Variable. Auch das R^2 (within) ist mit 0,274 zufriedenstellend und mit dem R^2 des pooled OLS-Modells vergleichbar. Das R^2 (within) gibt an, wie viel der Variation des Regressands durch die Regressoren ohne die individuellen Konstanten erklärt wird. Der Vergleich der R^2 des Fixed-Effects-Modells und des pooled OLS-Modells zeigt, dass das pooled OLS-Modell für das vorliegende Problem ungeeignet ist. Dies wird auch vom nicht abgebildeten F -Test bestätigt, der die

Nullhypothese verwirft, die Konstanten für die individuelle Heterogenität wären gleich groß.

Da die Koeffizienten der Sektorindizes auch bei allen anderen Regressionen mit nur sehr wenigen Ausnahmen negativ und statistisch signifikant sind, werden sie der Übersichtlichkeit wegen im Folgenden nicht dargestellt.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse für Zeitraum B mit dem Bid-Ask-Spread von Datastream. Wie in Kapitel 8.2 diskutiert, müsste diese Regression aussagekräftiger sein als die in Tabelle 2.

Während die Ergebnisse aus Tabelle 1 mit den Erwartungen zusammenpassen, sprechen die Ergebnisse aus Tabelle 2 gegen die vorher aufgestellte Hypothese. Die Ergebnisse des gepoolten OLS-Modells würden den Erwartungen noch weitestgehend entsprechen. Jedoch lassen die Teststatistiken keinen Zweifel daran, dass das Fixed-Effects-Modell für das vorliegende Problem besser geeignet ist. Somit braucht das pooled OLS-Modell nicht weiter berücksichtigt zu werden. Weil sich dies bei allen folgenden Regressionen nicht ändert, werden nur noch die Ergebnisse des Fixed-Effects-Modells dargestellt.

Beim Fixed-Effects-Modell ist weder das ESG-Rating noch die Ausfallprämie statistisch signifikant. Es kann daher nicht von einem Einfluss dieser Variablen ausgegangen werden. Gleichzeitig steigt das R^2 im Vergleich zur Regression für Zeitabschnitt A deutlich von 0,6041 auf 0,8476 an, obwohl das R^2 within von 0,2740 auf 0,2022 fällt. Dies lässt sich damit erklären, dass in der jetzt betrachteten Zeit aufgrund des Auslassens der Finanzkrise weniger Bewegung im Markt ist. Somit erklären die Konstanten einen größeren Anteil der Abweichung als vorher und die erklärenden Variablen einen geringeren Teil.

Anhand der Ergebnisse in Tabelle 3 wird deutlich, dass die in Tabelle 2 überzeugend erscheinenden Zusammenhänge revidiert werden müssen.

Bevor irgendwelche Schlussfolgerungen gezogen werden, sollen noch die Ergebnisse der Regressionen dargestellt werden, bei denen die Änderung der ESG-Ratings und die Aufnahme in ein SAM-Yearbook als Ereignisse interpretiert werden.

Auch bei dieser Vorgehensweise wird nur das Fixed-Effects-Modell verwendet. Aufgrund des wesentlich höheren Verhältnisses zwischen Anzahl an Ereignissen und Anzahl an Beobachtungen ist bei dieser Methodik in einigen Fällen das Random-Effects-

Modell besser geeignet als das Fixed-Effects-Modell. Meistens unterscheiden sich die Ergebnisse aber nur marginal. Andernfalls wird dies im Text diskutiert.

Anleihen: 3.400

Beobachtungen: 1.397.935

Mittel d. abh. Var.: 1,7199

Stdbw. d. abh. Var.: 1,3719

Beobachtungen: 1,397.955

Mittel d. abh. Var.: 1,7199

Stdabw. d. abh. Var.: 1,3719

	Pooled OLS			Fixed Effects		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Const	4,0481	0,2277	***	4,7543	0,1522	***
ASSET4 ESG-Data	-0,8724	0,1261	***	0,1485	0,1243	
Ausfallprämie	1,6387	0,2085	***	-0,0993	0,1228	
Bid-Ask Spread	1,0628	0,1660	***	0,3959	0,0693	***
Modifizierte Duration	-0,0424	0,0160	***	-0,1094	0,0182	***
Supersektor-Indizes:	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Model Spezifikations-Tests						
R ²	R ² = 0,3480			R ² = 0,8534		
R ² (korr/within)	R ² (korr) = 0,3480			R ² (within) = 0,2022		
Hausman-Test:	-			F = 11762,1***		
F-Statistik:	F = 33920,9***			F = 16066,7***		
Durbin-Watson:	d = 0,0130			d = 0,0547		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 3: Zeitabschnitt B, ASSET4 Ratings, Bid-Ask Data

Tabelle 4 enthält die Ergebnisse der Regression mit ASSET4-Daten für beide Zeitabschnitte und für beide Periodenlängen. Der Koeffizient der ESG-Ratings ist nur bei der 13-tägigen Periode für Zeitabschnitt A statistisch signifikant. Zwar sind drei der vier Vorzeichen negativ, jedoch kann aus den Ergebnissen nicht eindeutig auf einen Einfluss der ESG-Ratings auf die Risikoprämie geschlossen werden. Weil nicht sicher ist, ob die ESG-Ratings von ASSET4 auch tatsächlich den Investoren zu dem Datum zur Verfügung standen, an dem sie sich in Datastream ändern, wird die Regression auch für die Veröffentlichung der SAM-Yearbooks wiederholt. Die Ergebnisse dieser Regression sind in Tabelle 5 zu finden.

Die Ergebnisse in Tabelle 5 sprechen eher für einen negativen Zusammenhang von CSP und Risikoprämie. Der Hausman-Test spricht für die Verwendung des Random-Effects-Modells, jedoch führt dieses zu fast identischen Ergebnissen. Dass die Ergebnisse bei Zeitabschnitt A weniger eindeutig sind, könnte nicht nur mit der Finanzkrise erklärt werden, sondern womöglich auch mit der wachsenden Popularität der SAM-Yearbooks. Diese lässt sich auch anhand der steigenden Anzahl teilnehmender Unternehmen verifizieren. Das Ausmaß der Wirkung hält sich jedoch in Grenzen.

Zeitabschnitt A	Periode: 5 Tage				Periode: 13 Tage		
	Ereignisse: 8.449				Ereignisse: 8.245		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler		
	Const	2,3521	<0,0001	***	2,3102	0,0001	***
ASSET4 ESG-Data	0,00205	0,0173		-0,0968	0,0426	***	
Model Spezifikations-Tests							
R ²	R ² = 0,9963			R ² = 0,9889			
R ² (within)	R ² (within) = 0			R ² (within) = 0,0004			
Hausman-Test:	F = 25,35***			F = 28,7***			
Durbin-Watson:	d = 1,2650			d = 0,4969			
Zeitabschnitt B	Ereignisse: 4.205				Ereignisse: 4.142		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler		
	Const	1,9229	<0,0001	***	1,9032	<0,0001	***
	ASSET4 ESG-Data	-0,0080	0,0247		-0,0284	0,0351	
Model Spezifikations-Tests							
R ²	R ² = 0,9938			R ² = 0,9916			
R ² (within)	R ² (within) <0,0001			R ² (within) <0,0001			
Hausman-Test:	F = 1,8775			F = 1,57			
Durbin-Watson:	d = 1,74			d = 0,9522			
Robuste (HAC) Standardfehler.							
*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.							

Tabelle 4: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis

Zeitraumabschnitt A	Periode: 5 Tage				Periode: 13 Tage			
	Ereignisse: 647				Ereignisse: 627			
	Koeffizient	Std. Fehler			Koeffizient	Std. Fehler		
	Const	1,8797	0,0020	***	1,859	0,0031	***	
	SAM-Yearbook	-0,0026	0,0034		-0,0120	0,0058	**	
Model Spezifikations-Tests								
	R ²	R ² = 0,9987			R ² = 0,9942			
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0004			R ² (within) = 0,0017			
	Hausman-Test:	F = 0			F = 0,1928			
	Durbin-Watson:	d = 1,3476			d = 1,2760			
Zeitraumabschnitt B	Ereignisse: 169				Ereignisse: 168			
	Koeffizient	Std. Fehler			Koeffizient	Std. Fehler		
	Const	1,5798	0,0032	***	1,5846	0,0041	***	
	SAM-Yearbook	-0,0243	0,0053	***	-0,0437	0,0075	***	
Model Spezifikations-Tests								
	R ²	R ² = 0,9958			R ² = 0,9884			
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0398			R ² (within) = 0,0488			
	Hausman-Test:	F = 0			F = 0			
	Durbin-Watson:	d = 1,1246			d = 0,8047			
Robuste (HAC) Standardfehler.								
*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.								

Tabelle 5: Publikation des SAM-Yearbooks als Ereignis

Der vom Betrag her größte Koeffizient wurde mit $-0,0437$ bei Zeitabschnitt B bei Verwendung der 13 Tage langen Periode berechnet. Die Aufnahme in ein SAM-Yearbook, in das nur die besten 15% aus dem jeweiligen Sektor aufgenommen werden, führt somit zu einer Senkung der Risikoprämie um im Durchschnitt weniger als 5 Basispunkten.

Wird dabei bedacht, dass vermutlich schon vor der Publikation des Yearbooks ungefähr bekannt ist, welche Unternehmen eine hohe CSP aufweisen, ist das Ergebnis zumindest nicht abwegig. Da die vorangegangenen normalen Anwendungen des Fixed-Effects-Modells keine klaren Ergebnisse geliefert haben, ist dies auch bei Verwendung der SAM-Yearbooks als Quelle nicht zu erwarten. Tabelle 10 im Anhang zeigt die Ergebnisse dieser Regressionen. Tatsächlich kann aus diesen Ergebnissen keine klare Aussage entnommen werden. Tendenziell sprechen sie sogar gegen die Bejahung von Frage 1.

Womöglich lassen sich die Beobachtungen anhand der Untersuchungen der anderen Fragen erklären. Vor allem die Theorie, dass Anleihekäufer sich von guter ESG-Performance nicht zum Kauf anregen lassen, aber von einer schlechten ESG-Performance vom Kauf abgehalten werden, könnte zu besser interpretierbaren Ergebnissen führen.

Frage 2: Wirkt sich eine besonders niedrige CSP erhöhend auf die Risikoprämie aus?

Um zu untersuchen, ob sich schlechte ASSET4 Ratings erhöhend auf die Risikoprämie auswirken, werden die ASSET4 Ratings transformiert. Seien A die ASSET4 Ratings und B die transformierten ASSET4 Ratings. Dann lautet die Transformationsvorschrift von A zu B :

$$B = \begin{cases} -1, & A < 0,25 \\ 10A - 2,5, & 0,25 \leq A \leq 0,35 \\ 0, & 0,35 < A \end{cases} \quad (18)$$

Somit werden alle ESG-Ratings größer 0,35 mit Null bewertet und alle kleiner 0,25 mit -1. Zwischen 0,25 und 0,35 wird ein linearer Zusammenhang angenommen. Mit der Transformation wird bewirkt, dass der Koeffizient der ESG-Ratings sich auf Unternehmen mit Rating besser 0,35 nicht auswirkt und somit nur Bedeutung für Ratings schlechter 0,35 hat. Ein negativer Koeffizient bedeutet, dass die Unternehmen mit einem Rating schlechter 0,35 eine höhere Risikoprämie zahlen müssen als der Rest.

Neben den ASSET4 Ratings wurden auch andere Quellen für die CSP der Unternehmen verwendet. So wurden die Regressionen auch mit einer Dummy-Variable durchgeführt,

die den Wert Eins annimmt, wenn das betrachtete Unternehmen in einer der CR Blacklists geführt wurde. In einer weiteren Regression wurden die Informationen vom norwegischen Pensionsfonds auf gleiche Weise verwendet. Die zugehörigen Ergebnisse sind in Tabelle 11 im Anhang aufgeführt. Bei der Interpretation muss berücksichtigt werden, dass bei Verwendung der Blacklists und des norwegischen Pensionsfonds als Quelle ein positives Vorzeichen erwartet wird. Die Ergebnisse der einzelnen Regressionen widersprechen sich. Bei Verwendung des transformierten ASSET4 Rating ist das Vorzeichen beim Fixed-Effects-Modell mal positiv und signifikant und mal negativ und insignifikant. Bei den Blacklists sind die Koeffizienten beide Male signifikant, dafür wechselt das Vorzeichen je nach Betrachtungszeitraum. Bei Verwendung der Informationen zum norwegischen Pensionsfonds ist der Koeffizient beim Fixed-Effects-Modell beide Male insignifikant.

Dass die Ergebnisse bei Verwendung der Daten zum norwegischen Pensionsfonds keine Signifikanz haben, ist nicht verwunderlich, da beim norwegischen Pensionsfonds pauschal ganze Branchen ausgeschlossen werden. Auch, dass sich bei Verwendung der Blacklists keine Ergebnisse ergeben, die das Bejahen der Forschungsfrage ermöglichen, ist noch nicht entscheidend. Schließlich führt die Liste Unternehmen, die bezüglich ihrer CSP intransparent sind. Diese Unternehmen müssen nicht zwingend eine schlechte CSP aufweisen. Außerdem ist nicht klar, wie viel Aufmerksamkeit die Backlists des CR-Magazines erhalten haben. Es konnten keine Informationen zur Leserzahl gefunden werden, aber es bestehen ernsthafte Zweifel, dass das CR-Magazine großen Einfluss ausüben kann.

Da auch mit den ASSET4 Ratings keine ernsthaft überzeugenden Ergebnisse erzielt wurden, wird die Vermutung bestärkt, dass eine Ereignisstudie als Methodik womöglich besser geeignet ist. Daher wurde auch diese mit den transformierten ASSET4 Daten und mit den Informationen der CR Blacklists durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 und 7 aufgeführt.

Auch die Ergebnisse aus den Regressionen in Tabelle 6 und 7 bestätigen die Hypothese nicht, dass eine schlechte CSP die Risikoprämie erhöht. Die Koeffizienten der Regressionen mit den transformierten ASSET4 Daten sind zwar alle negativ, aber auch alle statistisch insignifikant. Die Koeffizienten der Regression mit den Informationen aus den CR Blacklists sind größtenteils positiv, was ebenfalls den Erwartungen entspricht. Aber auch hier sind sie statistisch insignifikant.

Die Verwendung des Random-Effects-Modells ändert die Ergebnisse größtenteils nicht. Nur bei der 13 Tage langen Periode zu Zeitabschnitt B und bei Verwendung der CR Blacklists als Informationsquelle wird bei Verwendung des Random-Effects-Modells der Koeffizient statistisch signifikant.

Zusammenfassend konnte keine empirische Evidenz dafür gefunden werden, dass eine niedrige CSP die Risikoprämie erhöht. Hinweise für die Richtigkeit der Hypothese sind vor allem bei den Ereignisstudien zu erkennen. Die Vorzeichen entsprechen dort den Erwartungen. Allerdings sind die Ergebnisse nicht statistisch signifikant.

ASSET4		Periode: 5 Tage			Periode: 13 Tage			
		Ereignisse: 567			Ereignisse: 548			
		Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler		
Zeitabschnitt A	Const	4,2499	0,0002	***	4,1495	0,0004	***	
	ASSET4 ESG-Transformiert	-0,0190	0,0164		-0,0476	0,0312		
	Model Spezifikations-Tests							
	R ²	R ² = 0,9934			R ² = 0,9878			
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0002			R ² (within) = 0,0009			
	Hausman-Test:	F = 5,7338**			F =5,5543**			
	Durbin-Watson:	d = 0,9558			d = 0,4216			
			Ereignisse: 270			Ereignisse: 265		
			Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Zeitabschnitt B	Const	3,2614	0,0059	***	3,2427	0,0029	***	
	ASSET4 ESG-Transformiert	-0,0208	0,0245		-0,0086	0,0388		
	Model Spezifikations-Tests							
	R ²	R ² = 0,9930			R ² = 0,9889			
	R ² (within)	R ² (within) =0,0007			R ² (within) =0,0001			
	Hausman-Test:	F = 0,0662			F = 0,1074			
	Durbin-Watson:	d = 1,6166			d = 0,7611			

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 6: Änderung des transformierten ASSET4 Ratings als Ereignis

CR Blacklists		Periode: 5 Tage		Periode: 13 Tage	
Zeitabschnitt A		Ereignisse: 87		Ereignisse: 84	
		Koeffizient	Std. Fehler	Koeffizient	Std. Fehler
	Const	2,3081	0,010 ***	2,2590	0,0093 ***
	CR Blacklist	-0,0032	0,0169	0,0107	0,0172
	Model Spezifikations-Tests				
	R ²	R ² = 0,9847		R ² = 0,9780	
R ² (within)	R ² (within) = 0,0003		R ² (within) = 0,0026		
Hausman-Test:	F = 0		F = 0		
Durbin-Watson:	d = 0,9374		d = 0,5997		
Zeitabschnitt B		Ereignisse: 56		Ereignisse: 54	
		Koeffizient	Std. Fehler	Koeffizient	Std. Fehler
	Const	2,1877	0,0145 ***	2,1220	0,0126 ***
	CR Blacklist	0,0159	0,0242	0,0372	0,0235
	Model Spezifikations-Tests				
	R ²	R ² = 0,9848		R ² = 0,9789	
R ² (within)	R ² (within) = 0,0061		R ² (within) = 0,0270		
Hausman-Test:	F = 0		F = 0		
Durbin-Watson:	d = 0,8750		d = 0,5922		
Robuste (HAC) Standardfehler.					
* ** *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.					

Tabelle 7: Publikation der CR Blacklist als Ereignis

Frage 3: Gilt die „error-in-expectations-hypothesis“ auch für Fremdkapital? Sind in den letzten Jahren die Risikoprämien gesunken, die von Emittenten mit besonders hoher CSP gezahlt werden müssen?

Nachdem in den Daten bereits für die anderen Fragen keine überzeugenden empirischen Zusammenhänge gefunden werden konnten, wird es immer unwahrscheinlicher, dass sich dies für die restlichen Hypothesen ändert. Frage 3 lässt sich ohnehin nur schwierig mithilfe von Regressionen überprüfen, sodass stattdessen einfach die mittleren Risikoprämien der Unternehmen verschiedener Gruppen abgebildet werden. Dazu wird der Durchschnitt des gesamten Datensatzes, der Durchschnitt der Unternehmen aus den SAM-Yearbooks und der Durchschnitt der Unternehmen mit besonders hohem und besonders niedrigem ASSET4 ESG Rating in Abbildung 3 abgezeichnet.

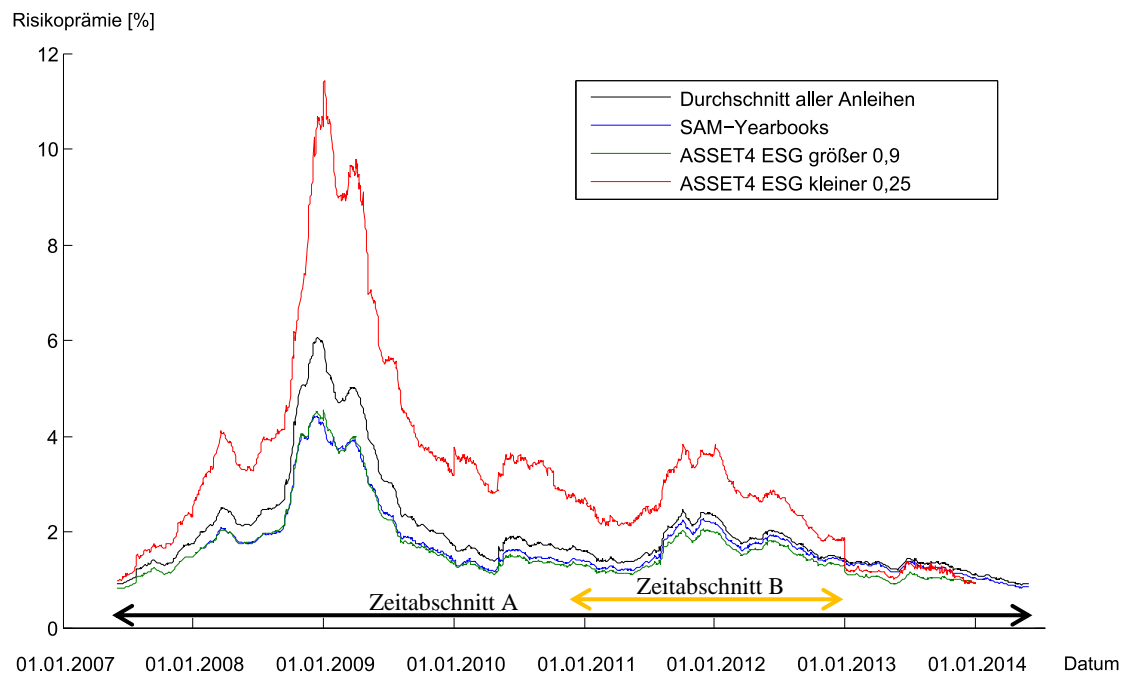


Abbildung 3: Durchschnittliche Risikoprämien verschieden gut bewerteter Unternehmen (Quelle: Eigene Darstellung)

Anhand von Abbildung 3 kann Hypothese 3 nicht bejaht werden. Unternehmen mit hoher CSP haben zwar geringere Risikoprämien gezahlt als der Durchschnitt, jedoch ist keine verhältnismäßige Abnahme der von Unternehmen mit hoher CSP zu zahlenden Risikoprämien erkennbar. Eher das Gegenteil ist der Fall. Alle Kurven haben sich seit der Finanzkrise wieder stark angenähert.

Auch vor der Finanzkrise schien die CSP keinen besonderen Einfluss für die Risikoprämie zu haben. Daher liegt die Schlussfolgerung nahe, dass CSP vor allem dann berücksichtigt wird, wenn Kreditausfälle wahrscheinlicher werden. Dies würde mit den Erkenntnissen von Kane, Velury und Ruf (2005) zusammenpassen, die schreiben, dass gute Arbeitnehmerbeziehungen, die mit einer höheren CSP korreliert sind, die Ausfallwahrscheinlichkeit eines Unternehmens in Krisenzeiten senkt, weil die Arbeitnehmer eher zu Zugeständnissen bereit sind. Überhaupt macht es aus Sicht der Investoren Sinn, sich die Unternehmen in Zeiten erhöhter Ausfallwahrscheinlichkeiten und niedrigerer Investitionsvolumina genauer anzuschauen. Somit könnten auch ESG-Faktoren in Krisenzeiten an Bedeutung gewinnen. Sollte dies zutreffen, wäre der Datensatz nur sehr eingeschränkt zur Untersuchung des Einflusses von CSP geeignet. Die Finanzkrise könnte sich Abbildung 3 zufolge auf den kompletten für die Untersuchung verwendeten Beobachtungszeitraum auswirken.

Erwähnenswert ist, dass in den meisten Regressionen eher ein den Forschungsfragen entsprechender Zusammenhang zwischen CSP und Risikoprämie gefunden wird, wenn Zeitabschnitt A untersucht wird. Die in Abbildung 3 dargestellten Zusammenhänge könnten eine Begründung für diese Beobachtung liefern.

Nun ist aber nicht gesagt, dass CSP in normalen Phasen keinen Einfluss hat, auch wenn dies in Abbildung 3 so erscheint. Bei einer einfachen Analyse wie dieser wird der Einfluss anderer Faktoren nicht kontrolliert. Womöglich ist z.B. die Ausfallprämie bei den Unternehmen mit schlechter CSP höher als bei den anderen. Dies wurde nicht untersucht. Eine eindimensionale Betrachtung, wie sie Abbildung 3 darstellt, sollte nicht überinterpretiert werden. Dass in den Regressionen kein Einfluss entdeckt wird, kann verschiedene Gründe haben. Möglicherweise sind die Daten nicht aktuell genug. Oder der Einfluss besteht zwar, ist aber zu gering, als dass er mit der Methodik vom Marktrauschen unterschieden werden könnte.

Frage 4: Werden ESG-Kriterien in angelsächsischen Ländern eher berücksichtigt als in Kontinentaleuropa?

Um zu untersuchen, ob es regionale Unterschiede in der Berücksichtigung von CSP bei der Anleihebewertung gibt, wurde das Fixed-Effects-Modell mit allen Unternehmen aus den USA, Kanada und Großbritannien berechnet. Dies wurde mit den europäischen Unternehmen wiederholt. Erneut wurden die Regressionen für beide Zeitabschnitte durchgeführt. Die Ergebnisse sind im Anhang in Tabelle 12 und sie ergeben erneut ein gemischtes Bild.

Tendenziell scheinen CSP-Faktoren in den angelsächsischen Ländern eher berücksichtigt zu werden als in Europa. Der einzige signifikante Koeffizient für das ESG-Rating entsteht für die USA, wenn Zeitperiode A untersucht wird. Wird die Finanzkrise aus dem Datensatz entfernt, wird erneut kein statistischer Zusammenhang festgestellt. Dies steht im Einklang mit der aufgrund von Abbildung 3 neu aufgestellten Hypothese.

Erneut wurde auch die stark vereinfachte Ereignisstudie durchgeführt. Auf die Abbildung der Ergebnisse der 5 Tage langen Periode wird verzichtet, da bislang die 13 Tage lange Periode eher zu signifikanten Ergebnissen geführt hat und somit zu vermuten ist, dass die Informationsverarbeitung durch den Markt eher sechs als zwei Tage dauert. Die ASSET4 Daten wurden verwendet, weil die Stichprobe bei den ASSET4 Daten wesentlich größer ist, sodass die Verkleinerung der Stichprobengröße aufgrund der Einteilung

in USA und Europa weniger relevant ist. Die Ergebnisse können Tabelle 8 entnommen werden.

Der einzige Unterschied bei Verwendung des Random-Effects-Modells ist, dass bei Zeitabschnitt A der Koeffizient für die CSP für Europa signifikant zum 1%-Niveau wird.

Wie bereits vorher bei Verwendung dieser Methode und der 13 tägigen Periode sind alle Koeffizienten negativ. Statistisch signifikant sind sie für die USA nur bei Betrachtung von Zeitabschnitt A und für die EU nur bei Betrachtung von Zeitabschnitt B.

Zeitabschnitt A	EU, Periode: 13 Tage				USA, Periode: 13 Tage		
	Ereignisse: 2.359				Ereignisse: 5.669		
		Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
	Const	1,9705	0,0002	***	2,4708	0,0002	***
	ASSET4 ESG-Data	-0,1221	0,0761		-0,0927	0,0478	*
	Model Spezifikations-Tests						
	R ²	R ² = 0,9845			R ² = 0,9898		
	R ² (within)	R ² (within) =0,0003			R ² (within) =0,0004		
	Hausman-Test:	F = 0,2748 ***			F = 29,8171 ***		
	Durbin-Watson:	d = 0,743			d = 0,3954		
Zeitabschnitt B	Ereignisse: 1.257				Ereignisse: 2.759		
		Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
	Const	2,1143	<0,0001	***	1,8107	<0,0001	***
	ASSET4 ESG-Data	-0,1933	0,0925	**	-0,0017	0,0383	
	Model Spezifikations-Tests						
	R ²	R ² = 0,9930			R ² = 0,9896		
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0012			R ² (within) < 0,0001		
	Hausman-Test:	F = 16,96***			F = 0,1569		
	Durbin-Watson:	d = 1,1423			d = 0,7799		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 8: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis, Regionale Unterteilung

Womöglich deutet dies darauf hin, dass in der Krise US-amerikanische Investoren stärker auf die CSP der Unternehmen zurückgegriffen haben, um ihre Investitionsentscheidungen zu treffen, als die Investoren in Europa. Dies könnten sich europäische Investoren nach der Krise abgeschaut haben. Womöglich entwickelt es sich dahingehend, dass ESG-Faktoren sich in Europa bei der Bewertung von Anleihen langfristig etablieren, während sie in den USA nach der Krise weniger berücksichtigt werden. Auf Basis der Daten kann allerdings nur spekuliert werden, sodass auch Frage 4 nicht zufriedenstellend beantwortet werden kann.

Frage 5: Steigt die von ausfallgefährdeten Unternehmen zu zahlende Risikoprämie, wenn ihr CSP-Rating sich verbessert?

Um auf diese Forschungsfrage einzugehen, werden nur solche Emittenten betrachtet, die laut Kreditrating hoch spekulativ sind. Da nicht das Niveau der CSP entscheidend ist, sondern wie es sich in Phasen verändert, in denen ein Unternehmen finanzielle Schwierigkeiten hat, wird nur die Ereignisstudie angewandt. Die Ergebnisse stehen in Tabelle 9. Erneut besteht keine statistische Signifikanz der Koeffizienten der ESG-Ratings. Die Vorzeichen entsprechen allerdings den Erwartungen. Verbessert ein ausfallgefährdetes Unternehmen seine CSP, scheint dies zu einer höheren Risikoprämie zu führen. Der Hausman-Test spricht nicht gegen die Konsistenz des Random-Effects-Modells. Wird dieses verwendet, so wird der Koeffizient bei der 13 Tage langen Periode für Zeitabschnitt A hoch signifikant und für Zeitabschnitt B signifikant zum 10%-Niveau. Somit besteht die Vermutung, dass Frage 5 zu bejahen ist. Ein wirklich überzeugender Zusammenhang konnte jedoch nicht gefunden werden.

Zeitabschnitt A	Periode: 5 Tage			Periode: 13 Tage		
	Ereignisse: 88			Ereignisse: 85		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
	Const	4,0416	0,0043***	4,0276	0,0109	***
	ASSET4 ESG-Data	0,4845	0,3505	0,6107	1,138	
	Model Spezifikations-Tests					
	R ²	R ² = 0,9895		R ² = 0,9727		
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0056		R ² (within) = 0,0036		
Hausman-Test:	F = 0,2645		F = 0,3575			
Durbin-Watson:	d = 0,9108		d = 0,2692			
Zeitabschnitt B	Ereignisse: 54			Ereignisse: 54		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
	Const	3,2435	0,0038***	3,2417	0,0070	***
	ASSET4 ESG-Data	0,6160	0,7805	1,5113	1,5996	
	Model Spezifikations-Tests					
	R ²	R ² = 0,9755		R ² = 0,9636		
	R ² (within)	R ² (within) = 0,0103		R ² (within) = 0,0402		
	Hausman-Test:	F = 0,0541		F = 0,0753		
Durbin-Watson:	d = 1,2337		d = 0,4332			

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 9: Änderung des ASSET4 Ratings als Ereignis bei hoch spekulativen Anleihen

9 Zusammenfassung und Ausblick

Nachdem nun alle Forschungsfragen untersucht wurden, sollen die Erkenntnisse hier zusammengefasst werden. Dabei wird zuerst ein Überblick über die Ergebnisse der im Verlauf der Untersuchung durchgeführten Regressionen erstellt. Danach wird untersucht, ob und wie die Analyseergebnisse mit den methodischen Begrenzungen dieser Arbeit in Zusammenhang stehen. Schließlich werden die möglichen Bezüge der Ergebnisse zur Fachdiskussion zum Thema CSP diskutiert. Keine der vorher aufgestellten Hypothesen konnte anhand der Daten und mit der angewendeten Methodik überzeugend untermauert werden.

9.1 Ergebnisse der Fixed-Effects-Methode

Insgesamt wurden mit dem Fixed-Effects-Modell 14 Regressionen durchgeführt, bei denen die Daten nicht für eine Ereignisstudie uminterpretiert wurden. Für Zeitabschnitt A ergab sich 2 Mal das erwartete Ergebnis, 1 Mal das gegenteilige Ergebnis und 4 Mal statistisch insignifikante Ergebnisse. Von den statistisch insignifikanten Ergebnissen hatten 3 das erwartete Vorzeichen. Bei den beiden Regressionen, die zu den nicht antizipierten Vorzeichen geführt haben, wurden die CR Blacklists und die Informationen vom norwegischen Pensionsfonds als Quelle der CSP verwendet. Da diese Quellen weniger gut für die Untersuchung der Hypothesen geeignet sind, lassen sich die unerwarteten Vorzeichen relativieren. Für Zeitabschnitt A wäre bei Verwendung des Fixed-Effects-Modells also die Schlussfolgerung gerechtfertigt, dass ein schwacher, kaum signifikanter Zusammenhang gemäß den Erwartungen besteht.

Bei Betrachtung der Ergebnisse der 7 Regressionen für Zeitabschnitt B entsteht allerdings ein anderes Bild. Es ergab sich 1 Mal das erwartete Ergebnis, 3 Mal das gegenteilige Ergebnis und 3 Mal statistisch insignifikante Ergebnisse. Anders als bei Zeitabschnitt A entstehen den Hypothesen widersprechende Ergebnisse auch bei Verwendung der ASSET4-Daten. Diese unerwarteten Ergebnisse lassen sich somit nicht mehr aufgrund der Güte der Informationsquelle relativieren. Stattdessen scheint für Zeitabschnitt B bei Verwendung des Fixed-Effects-Modells tendenziell ein den Erwartungen entgegengesetzter Zusammenhang zwischen CSP und Risikoprämie zu bestehen.

9.2 Ergebnisse der Ereignisstudie

Allerdings ist eine Ereignisstudie für die Untersuchung womöglich besser geeignet als das Fixed-Effects-Modell. Aufgrund der durch die Finanzkrise hervorgerufenen intensiven Marktbewegungen und der nicht immer völlig aktuellen Daten ist die Kontrolle anderer Einflüsse beim Fixed-Effects-Modell, wie sie durch die Kontrollvariablen umgesetzt wurde, vielleicht nicht ausreichend. Das Modell ist vielleicht nicht flexibel genug. Die Methodik der Ereignisstudie hat den Vorteil, dass nur ein kleiner Zeitraum um die Änderung des ESG-Ratings herum betrachtet wird. Somit kann angenommen werden, dass sich der Einfluss der Variation anderer Variablen in Grenzen hält. Die Kontrolle anderer Einflüsse mithilfe einer Konstante sollte daher bereits gute Ergebnisse liefern. Durch Uminterpretation der Daten wurde daher das Fixed-Effects-Modell für eine stark vereinfachte Ereignisstudie verwendet.

Auf diese Weise wurden 24 Regressionen durchgeführt. 12 dieser Regressionen beziehen sich auf Zeitabschnitt A und die anderen 12 Regressionen auf Zeitabschnitt B. Von diesen 12 Regressionen wurden bei 5 Regressionen eine Periode von 5 Tagen um das Ereignis gelegt und bei 7 Regressionen eine Periode von 13 Tagen. Es ergaben sich bei Verwendung der 13 Tage langen Periode eher statistisch signifikante Ergebnisse. Dies spricht dafür, dass der Markt eine gewisse Zeit benötigt, um die neuen Informationen zur CSP einzupreisen. Da nicht sichergestellt werden konnte, dass die Daten, an denen sich die ASSET4 Ratings in Datastream ändern, den Publikationsdaten der Ratings entsprechen, besteht womöglich ein Zeitversatz zwischen der tatsächlichen Publikation und dem hier angesetzten Ereignis. Auch dies könnte erklären, warum die längere Periode zur Untersuchung besser geeignet ist.

Für Zeitabschnitt A ergeben sich bei der 13 Tage langen Periode 3 statistisch signifikante Koeffizienten, die den Erwartungen entsprechen. Die restlichen 4 Koeffizienten sind statistisch insignifikant, haben aber die erwarteten Vorzeichen. Bei Zeitabschnitt B sind 2 der Koeffizienten statistisch signifikant und den Erwartungen entsprechend. Die restlichen 5 Koeffizienten sind statistisch insignifikant und weisen die antizipierten Vorzeichen auf.

Die als Ereignisstudie durchgeführten Regressionen deuten somit auf einen leichten Einfluss der CSP auf die Risikoprämie hin. Allerdings ergaben sich häufig statistisch insignifikante Ergebnisse. Deswegen und im Hinblick auf die Ergebnisse der Regressi-

onen, bei denen nicht der Ansatz einer Ereignisstudie verfolgt wurde, ist bei der Interpretation Zurückhaltung angebracht.

9.3 Methodische Begrenzungen

Die hier durchgeführte Ereignisstudie ließe sich noch wesentlich verbessern.

Zum einen müsste überprüft werden, ob die Zeitpunkte, an denen sich die ASSET4-Daten in Datastream ändern, auch mit den Publikationszeitpunkten übereinstimmen. Sollte dies nicht zutreffen, wäre eine Wiederholung der entsprechenden Regressionen mit dem Publikationsdatum empfehlenswert.

Auch von methodischer Seite gibt es viel Verbesserungspotential. Statt auf die bestehende Literatur zu Ereignisstudien am Anleihenmarkt einzugehen, wurden die Daten uminterpretiert und das Fixed-Effects-Modell verwendet. Somit handelt es sich hier lediglich um eine stark vereinfachte Ereignisstudie. Es wäre empfehlenswert, die Überlegungen von bspw. Ederington, Guan und Yang (2013) zu berücksichtigen und die Untersuchung mit einer weiter entwickelten Ereignisstudienmethodik zu wiederholen.

Trotz der wenig aussagekräftigen Ergebnisse könnte der erwartete Zusammenhang zwischen CSP und Risikoprämie bestehen. Dazu müsste er so schwach sein, dass er von der hier angewandten Methodik nicht aufgedeckt werden kann. In diesem Fall könnte ein Nachweis des Zusammenhangs mit einer weiterentwickelten Ereignisstudienmethodik gelingen.

9.4 Bezug zur Fachdiskussion

Die von Abbildung 3 dargestellten Zusammenhänge legen die Schlussfolgerung nah, dass CSP vor allem in Krisenzeiten berücksichtigt wird. Es sind einige Gründe hierfür denkbar. Gemäß Kane, Velury und Ruf (2005) könnten Arbeitnehmer eher zu temporären Zugeständnissen bereit sein, um das Unternehmen vor der Insolvenz zu bewahren. Auch Unterstützung von der Gesellschaft ist wahrscheinlicher, wenn das Unternehmen ein positives Image hat. Immer wieder wurde während der Krise von Unternehmen berichtet, die vom Staat finanzielle Unterstützung erhalten haben. Wahrscheinlich hat ein nachhaltiges Unternehmen bessere Chancen auf derartige Unterstützung als weniger nachhaltige Unternehmen. Auch bei eventuellen Gerichtsverfahren könnten Richter

solchen Unternehmen wohlgesinnter sein, die den Ruf haben, sich in der Gesellschaft zu engagieren.

Auch interessant sind die Zukäufe von ESG-Ratingagenturen durch Thomson Reuter und MSCI in den Jahren 2009 und 2010, also kurz nach Ausbruch der Krise. Diese Zukäufe könnten einerseits ein Zeichen dafür sein, dass Thomson Reuters und MSCI glauben, dass CSP mit der Zeit an Bedeutung gewinnen wird. Andererseits könnten die Zukäufe auch aufgrund der Beobachtung geschehen sein, dass CSP plötzlich tatsächlich die Risikoprämien erklären konnte.

Die Vermutung, dass CSP vor allem in Krisenzeiten berücksichtigt wird, wird auch durch die Regressionsergebnisse in dieser Arbeit bestärkt. Der erwartete Zusammenhang von CSP und Risikoprämie ist bei Untersuchung von Zeitabschnitt A eher vorhanden als bei Untersuchung von Zeitabschnitt B. Auch die Ergebnisse von Menz (2010) für die Zeit vor der Finanzkrise bestärken diese Vermutung. Menz konnte keinen Zusammenhang feststellen und folgerte, dass die CSP der Emittenten am Anleihenmarkt nicht berücksichtigt wird. Da Menz jedoch die binären Informationen von SAM und die Fixed-Effects-Methode verwendete, war der Einfluss der CSP auf die Risikoprämie womöglich lediglich zu gering, als dass die Methodik diesen hätte aufdecken können.

Die Hypothese, dass der Einfluss der CSP in Krisenzeiten wächst, wurde jedoch nicht explizit untersucht. Sie bleibt eine Vermutung und eine interessante Forschungsfrage für eine mögliche zukünftige Arbeit.

Die Beobachtungen, die zu dieser Hypothese geführt haben, lassen sich auch anders als mit der Krise erklären. So nimmt im Datensatz die Duration aufgrund der Vorgehensweise bei der Datenerhebung mit der Zeit ab. Da CSP sich vor allem langfristig positiv auf das Unternehmen auswirken sollte, könnte die Abnahme der Duration dazu führen, dass auch der Effekt der CSP abnimmt. Wird CSP als Risikomaß verwendet, wie die in Kapitel 3.2.2 vorgestellten Studien zum Einfluss der Umweltverantwortung nahelegen, so ist selbstverständlich das Risiko bei lang laufender Anleihe wichtiger als bei einer Anleihe mit kurzer Laufzeit. Anders als beim Kredit-Rating, bei dem die Ausfallprämie verwendet wurde, um solche Effekte zu vermeiden, wurde bei der CSP keine entsprechende Maßnahme getroffen. Dies wäre auch wesentlich schwieriger zu bewerkstelligen. Mithilfe der modifizierten Duration als Kontrollvariable kann diese Problematik nur abgeschwächt werden.

Womöglich sinkt auch das Vertrauen in die ESG-Ratings, da diese mit der Zeit immer besser zu werden scheinen, wie Abbildung 2 nahelegt. Auch der Bereich, in dem sie sich bewegen, nimmt gemäß Abbildung 4 ab. Abbildung 4 zeigt die mittleren Standardabweichungen der ASSET4 Ratings. Ein abnehmendes Vertrauen in die ESG Ratings könnte die abnehmende Relevanz der CSP ebenfalls erklären.

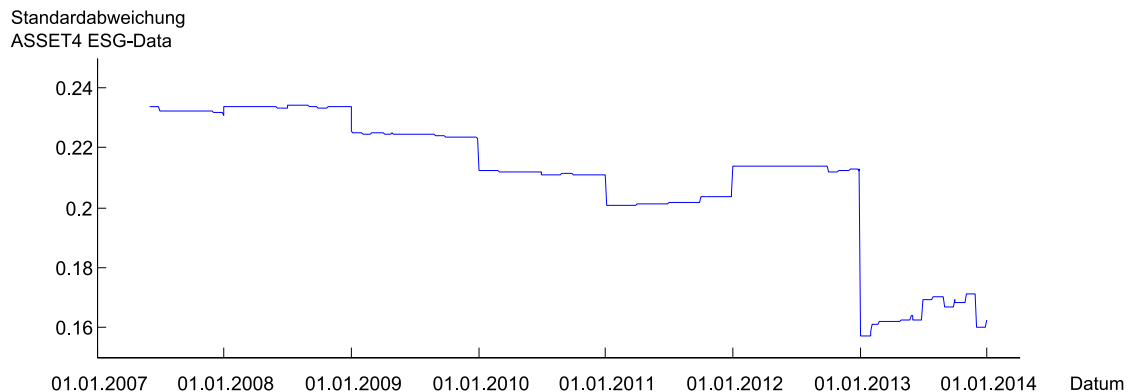


Abbildung 4: Mittlere Standardabweichung der ASSET4 Ratings
(Quelle: Eigene Darstellung)

Es besteht also noch viel Forschungsbedarf zum Zusammenhang zwischen der CSP der Emittenten und der Risikoprämien ihrer Anleihen.

Auf Basis der vorliegenden Ergebnisse kann lediglich zweifelsfrei geschlussfolgert werden, dass der Einfluss der CSP auf die Risikoprämie, falls überhaupt vorhanden, gering ist. Andernfalls hätten die Regressionen zu deutlicheren Ergebnissen geführt.

Es wird viel über den Zusammenhang von CSP und Unternehmenserfolg geschrieben. Dabei wird zumeist der Eindruck erweckt, dass CSP und CFP eindeutig miteinander verknüpft sind. In dieser Hinsicht widersprechen die Ergebnisse dieser Arbeit der herrschenden Meinung. Der empirische Nachweis des angeblich so eindeutigen Zusammenhangs fällt am Anleihenmarkt schwer.

Anhang

Fixed Effects	Zeitabschnitt A			Zeitabschnitt B		
	Anleihen: 4.587			Anleihen: 3.484		
	Beobachtungen: 4.047.509			Beobachtungen: 1.445.592		
	Mittel d. abh. Var.: 1,827			Mittel d. abh. Var.: 1,7330		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,638			Stdabw. d. abh. Var.: 1,3948		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Const	4,2278	0,1157	***	4,8238	0,1231	***
SAM-Yearbook	-0,0122	0,0379		0,0969	0,0374	***
Ausfallprämie	-0,0448	0,1058		0,0153	0,1712	
Bid-Ask Spread	0,0159	0,0027	***	0,4135	0,0714	***
Modifizierte Duration	0,1180	0,0133	***	-0,1143	0,0185	***
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Model Spezifikations-Tests						
R ²	R ² = 0,6177			R ² = 0,8517		
R ² (korr/within)	R ² (within) = 0,2866			R ² (within) = 0,1989		
Hausman-Test:	F = 1,6559,6***			F = 11280***		
F-Statistik:	F = 73825,6***			F = 16278,1***		
Durbin-Watson:	d = 0,0201			d = 0,0529		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 10: SAM-Yearbook, Zeitabschnitt A und Zeitabschnitt B

Fixed Effects						
ASSSET4	Zeitabschnitt A			Zeitabschnitt B		
	Anleihen: 3.697			Anleihen: 3.400		
	Beobachtungen: 2.923.662			Beobachtungen: 1.397.935		
	Mittel d. abh. Var.: 2,0105			Mittel d. abh. Var.: 1,7199		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,7287			Stdabw. d. abh. Var.: 1,3719		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Const	4,9663	0,1205	***	4,8841	0,1180	***
ASSET4 ESG-Data Tran.	-0,1689	0,2616		0,2449	0,0915	***
Ausfallprämie	0,0187	0,1319		-0,1020	0,1232	
Bid-Ask Spread	0,0162	0,0031	***	0,3974	0,0693	***
Modifizierte Duration	0,1119	0,0152	***	-0,1116	0,0180	***
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Modell Spezifikations-Tests						
R ² :	R ² = 0,6264			R ² = 0,8534		
R ² (within):	R ² (within) = 0,2896			R ² (within) = 0,2026		
Hausman-Test:	F = 11671***			F = 11671,4***		
F-Statistik:	F = 54159,1***			F = 16108,9***		
Durbin-Watson:	d = 0,0202			d = 0,0547		
Blacklist	Anleihen: 4.587			Anleihen: 3.484		
	Beobachtungen: 4.047.509			Beobachtungen: 1.445.592		
	Mittel d. abh. Var.: 1,8272			Mittel d. abh. Var.: 1,7330		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,6377			Stdabw. d. abh. Var.: 1,3948		
		Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler
Const	4,2904	0,1046	***	4,8512	0,1187	***
CR Blacklist	-0,8205	0,1317	***	0,2577	0,0662	***
Ausfallprämie	-0,0356	0,1057		0,0089	0,1723	
Bid-Ask Spread	0,0159	0,0027	***	0,4130	0,0715	***
Modifizierte Duration	0,1077	0,0125	***	-0,1142	0,0183	***
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Modell Spezifikations-Tests						
R ² :	R ² = 0,6192			R ² = 0,8517		
R ² (within):	R ² (within) = 0,2895			R ² (within) = 0,1994		
Hausman-Test:	F = 16102,6***			F = 11019,6***		
F-Statistik:	F = 74867,7***			F = 16322,3***		
Durbin-Watson:	d = 0,0202			d = 0,0528		
Pensionsfonds	Anleihen: 4.587			Anleihen: 3.484		
	Beobachtungen: 4.047.509			Beobachtungen: 1.445.592		
	Mittel d. abh. Var.: 1,8272			Mittel d. abh. Var.: 1,7330		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,6377			Stdabw. d. abh. Var.: 1,3948		
		Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler
Const	4,2207	0,1030	***	4,8932	0,1182	***
Norw. Pensionsfonds	-0,1312	0,1489		-0,1211	0,1221	
Ausfallprämie	-0,0456	0,1059		0,0148	0,1712	
Bid-Ask Spread	0,0159	0,0027	***	0,4120	0,0714	***
Modifizierte Duration	0,1186	0,0124	***	-0,1192	0,0182	***
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Modell Spezifikations-Tests						
R ² :	R ² = 0,6177			R ² = 0,8516		
R ² (within):	R ² (within) = 0,2866			R ² (within) = 0,1987		
Hausman-Test:	F = 16079,3***			F = 11076,3***		
F-Statistik:	F = 73834,7***			F = 16253,7***		
Durbin-Watson:	d = 0,2014			d = 0,0528		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 11: Auswirkung niedriger CSP

Fixed Effects	EU			USA		
ASSET4 Zeitabschnitt A	Anleihen: 1.313			Anleihen: 2.243		
	Beobachtungen: 916.864			Beobachtungen: 1.925.783		
	Mittel d. abh. Var.: 1,8325			Mittel d. abh. Var.: 2,1033		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,6177			Stdabw. d. abh. Var.: 1,7948		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Const	5,1903	0,4222	***	5,5816	0,2397	***
ASSET4 ESG-Data	-0,3765	0,3867		-0,5796	0,1912	***
Ausfallprämie	0,7271	0,2248	***	-0,1440	0,1378	
Bid-Ask Spread nach Roll	0,0161	0,0035	***	0,0172	0,0045	***
Modifizierte Duration	-0,0779	0,0216	***	0,1908	0,0201	***
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Model Spezifikations-Tests						
R ²	R ² = 0,7286			R ² = 0,5956		
R ² (within)	R ² (within) = 0,2599			R ² (within) = 0,3179		
Hausman-Test:	F = 2252,5***			F = 12036,3***		
F-Statistik:	F = 998,1***			F = 40757,2***		
Durbin-Watson:	d = 0,0260			d = 0,0187		
ASSET4 Zeitabschnitt B	Anleihen: 1.156			Anleihen: 2.119		
	Beobachtungen: 438.379			Beobachtungen: 913.371		
	Mittel d. abh. Var.: 2,0261			Mittel d. abh. Var.: 1,5690		
	Stdabw. d. abh. Var.: 1,8554			Stdabw. d. abh. Var.: 1,0581		
	Koeffizient	Std. Fehler		Koeffizient	Std. Fehler	
Const	5,5149	0,7218	***	3,7195	0,1361	***
ASSET4 ESG-Data	1,1165	0,7199		-0,1233	0,1090	
Ausfallprämie	0,3318	0,3344		-0,3517	0,0891	***
Bid-Ask Spread	0,2996	0,0882	***	0,4062	0,1012	***
Modifizierte Duration	-0,1900	0,0419	***	-0,0431	0,0186	**
Supersektor-Indizes	Nicht dargestellt			Nicht dargestellt		
Model Spezifikations-Tests						
R ²	R ² = 0,8596			R ² = 0,8544		
R ² (within)	R ² (within) = 0,2620			R ² (within) = 0,2078		
Hausman-Test:	F = 3301,3***			F = 20123,3***		
F-Statistik:	F = 7054,1***			F = 10864,6***		
Durbin-Watson:	d = 0,0572			d = 0,0560		

Robuste (HAC) Standardfehler.

*, **, *** stehen für die Signifikanzniveaus 10%, 5%, 1%.

Tabelle 12: Unterschiede zwischen USA und Europa

Literaturverzeichnis

- Aristoteles. (1965). *Politik*. Reinbek: Rowohlt.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Bassen, A., Hölz, H.-M., & Schlange, J. (2006). *The Influence of Corporate Responsibility on the Cost of Capital*. Universität Hamburg.
- Bauer, R., & Hann, D. (2010). *Corporate Environmental Management and Credit Risk*. Working Paper, Maastricht University.
- Bauer, R., Derwall, J., & Hann, D. (2010). *Employee Relations and Credit Risk*. Working Paper.
- Bhojraj, S., & Sengupta, P. (2003). Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors. *The Journal of Business*, Jg. 76, H. 3, S. 455-475.
- Bowen, H. R. (1953). *Social responsibilities of the businessman*. New York: Harper & Row.
- Bradley, M., Chen, D., Dallas, G., & Snyderwine, E. (2008). The Effects of Corporate Governance Attributes in Credit Ratings and Bond Yields. *Working Paper, Duke University*.
- Carroll, A. B. (September 1999). Corporate Social Responsibility: Evolution of a Definitional Construct. *Business & Society*, Jg. 38, H. 3, S. 268-295.
- CED. (1971). *Social responsibilities of business corporations*. New York.
- Chava, S. (2011). *Environmental Externalities and Cost of Capital*. Working Paper, Georgia Institute of Technology.
- Chava, S., Livdan, D., & Purnanandam, A. (2009). Do Shareholder Rights Affect the Cost of Bank Loans? *The Review of Financial Studies*, Jg. 22, H. 8, S. 2973-3004.
- Chen, C.-M., & Delmas, M. (2011). Measuring Corporate Social Performance: An Efficiency Perspective. *Production & Operations Management*, Jg. 20, H. 6, S. 789-804.
- Cheng, B., & Ioannou, I. (2014). Corporate Social Responsibility and Access to Finance. *Strategic Management Journal*, Jg. 35, H. 1, S. 1-23.
- Clifford, S. (11. April 2010). *Magazine to Publish a Corporate 'Black List'*. Abgerufen am 1. August 2014 von The New York Times:
http://www.nytimes.com/2010/04/12/business/media/12mag.html?_r=0
- Cremers, K., Nair, V., & Wei, C. (2007). Governance Mechanisms and Bond Prices. *The Review of Financial Studies*, Jg. 20, H. 5, S. 1359-1388.
- Crifo, P., Diaze, M.-A., & Oueghliissi, R. (2014). *Measuring the effect of government ESG performance on sovereign borrowing cost*.
- Davis, K. (1960). Can Business Afford To Ignore Social Responsibilities? *California Management Review*, Jg. 2, H. 3, S. 70-76.
- DBRS. (2013). *2012 DBRS Corporate Rating Transition and Default Study*.
- Derwall, J., Koedijk, K., & ter Horst, J. (2011). A tale of values-driven and profit-seeking social investors. *Journal of Banking & Finance*, Jg. 35, H. 8, S. 2137-2147.
- Eccles, R. G., & Krzus, M. P. (2010). *One Report - Integrated Reporting for a Sustainable Strategy*. John Wiley & Sons.
- Ederington, L., Guan, W., & Yang, Z. L. (November 2013). *Bond Market Event Study Methods*. Abgerufen am 4. August 2014 von SSRN:
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2113087>
- Elkington, J. (1997). *Cannibals with forks: the Triple Bottom Line of 21st Century Business*. Oxford: Capstone.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J., & Goetzmann, W. N. (2007). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons.
-

-
- Falck, O., & Heblich, S. (2007). Corporate social responsibility: Doing well by doing good. *Business Horizons*, Jg. 50, H. 3, S. 247-254.
- Fitch. (2014). *Fitch Ratings Global Corporate Finance 2013 Transition and Default Study*.
- Fong, G. H., & Fabozzi, F. j. (1985). *Fixed Income Portfolio Management*. Irwin Professional Publishing.
- Freeman, R. (2010). *Strategic Management - A Stakeholder Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Friedman, M. (13. September 1970). The social responsibility of business is to increase its profits. *New York Times Magazine*.
- Fulton, M., Kahn, B. M., & Sharples, C. (2012). *Sustainable Investing: Establishing Long-Term Value and Performance*.
- Gann, P., & Laut, A. (2008). Einflussfaktoren auf den Credit Spread von Unternehmensanleihen. *Discussion Paper*.
- Goss, A., & Roberts, G. S. (2011). The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans. *Journal of Banking and Finance*, Jg. 35, H. 7, S. 1794-1810.
- Hausman, J. A. (November 1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Jg. 46, H. 6, S. 1251-1271.
- Heinkel, R., Kraus, A., & Zechner, J. (2001). The Effect of Green Investment on Corporate Behaviour. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Jg. 36, H. 4, S. 431-449.
- Kane, G. D., Velury, U., & Ruf, B. M. (2005). Employee Relations and the Likelihood of Occurrence of Corporate Financial Distress. *Journal of Business Finance & Accounting*, Jg. 32, H. 5-6, S. 1083-1105.
- Klock, M. S., Mansi, S. A., & Maxwell, W. F. (2005). Does Corporate Governance Matter to Bondholders? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Jg. 40, H. 4, S. 693-719.
- Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S. (Juli 1995). A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of Finance*, Jg. 50, H. 3, S. 789-819.
- Macaulay, F. R. (1938). *Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields and stock prices in the United States since 1856*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Margolis, J., & Walsh, J. P. (2001). *People and Profits? The Search for a Link Between a Company's Social and Financial Performance*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- McGuire, J. B., Sundgren, A., & Schneeweis, T. (Dezember 1988). Corporate Social Responsibility and Firm Financial Performance. *The Academy of Management Journal*, Jg. 31, H. 4, S. 854-872.
- Menz, K.-M. (2010). Corporate Social Responsibility: Is it Rewarded by the Corporate Bond Market? A Critical Note. *Journal of Business Ethics*, Jg. 96, H. 1, S. 117-134.
- Moody. (2011). *Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2010*.
- Myers, S. C., & Majluf, S. N. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information Investors do not have. *Journal of Financial Economics*, Jg. 13, H. 2, S. 187-221.
- Øvrebø, O. A. (13. Februar 2012). *Norwegen investiert Milliarden in Hersteller von Überwachungstechnik*. Abgerufen am 12. August 2014 von Zeit Online: <http://www.zeit.de/digital/internet/2012-02/norwegen-investiert-ueberwachungstechnik>
- Principles for Responsible Investment (PRI). (Dezember 2013). *Corporate Bonds: Spotlight on ESG Risks*. Abgerufen am 8. Mai 2014 von <http://www.unpri.org/publications/>
-

-
- Rappaport, A. (2011). *Saving Capitalism From Short-Termism: How to Build Long-Term Value and Take Back Our Financial Future*. McGraw-Hill.
- Reinhart, V., & Sack, B. (2002). The changing information content of market interest rates. *BIS Papers*, S. 340-357.
- Roll, R. (September 1984). A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market. *The Journal of Finance*, Jg. 39, H. 4, S. 1127-1139.
- Schäfer, H., Beer, J., Zenker, J., & Fernandes, P. (2006). *Who is who in Corporate Social Responsibility Rating? A survey of internationally established rating systems that measure Corporate Responsibility*. Gütersloh: Bertelsmann-Stiftung.
- Schestag, R., Schuster, P., & Uhrig-Homburg, M. (2013). *Measuring Liquidity in Bond Markets*.
- Schlecker, M. (2009). *Credit Spreads - Einflussfaktoren, Berechnung und langfristige Gleichgewichtsmodellierung*. Lohmar: Josef Eul Verlag.
- Schneider, T. E. (2011). Is Environmental Performance a Determinant of Bond Pricing? Evidence from the U.S. Pulp and Paper and Chemical Industries. *Contemporary Accounting Research*, Jg. 28, H. 5, S. 1537-1561.
- Schueth, S. (2003). Socially Responsible Investing in the United States. *Journal of Business Ethics*, Jg. 43, H. 3, S. 189-194.
- Standard & Poor. (2013). *Default, Transition, and Revocery: 2013 Annual Global Corporate Default Study And Rating Transistions*.
- Steiner, M., Bruns, C., & Stöckl, S. (2012). *Wertpapiermanagement*. Stuttgart: Schäffer-Poeschel Verlag.
- Walton, C. C. (1967). *Corporate Social Responsibilities*. Belmont, California: Wadsworth.
- Wehrspohn, U. (Mai 2002a). Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten - Teil 1. *The Risk Management Network*, S. 7-23.
- Wehrspohn, U. (Juli 2002b). Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten - Teil 2. *The Risk Management Network*, S. 9-23.
- Wehrspohn, U. (September 2002c). Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten - Teil 3. *The Risk Management Network*, S. 69-77.
- Wehrspohn, U. (November 2002d). Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten - Teil 4. *The Risk Management Network*, S. 45-64.
- Wehrspohn, U. (Januar 2003). Bestimmung von Ausfallwahrscheinlichkeiten - Teil 5. *The Risk Management Network*, S. 1-14.
-